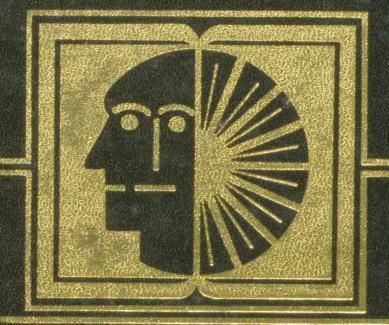
سيئلينكة عيث النسفس الم

الاجصك الا النفسيقي والإجتاعي والازبوي

> تأكيْف النَّكْتُورُورُوالسَيِّدابُوالنِيل



دار النعظة الغربية



بسْمِ وَاللَّهُ الرَّهُ وَالدَّهُ الرَّهِ الدَّهُ وَالدَّهُ وَالدَّهُ وَالدُّهُ وَالدُّهُ وَالدُّهُ

مقدّمة الطبئة الخَامِية

الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية

تحمل مقدمة الطبعة الخامسة من هذا الكتاب ذلك العنوان: «الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية» وذلك للرد على كثير من الأسئلة والاستفسارات لدى الطلاب والباحثين في مجال علم النفس والاجتماع والتربية والتي تتركز حول كيفية تكوين القوانين في الإحصاء كقانون الانحراف المعياري أو معامل الارتباط أو مقاييس الدلالة الإحصاء تعلم الإحصاء وتتركز من جهة أخرى حول فائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر وانتشاره.

والجزء الأول من التساؤلات يثير مسألة على جانب كبير من الأهمية وهي الحدود القائمة بين تخصصات الأقسام العلمية في الجامعات، فالإحصاء كتخصص يواصل فيه الطالب دراساته العليا مكانه المعاهد المختصة وكليات العلوم والتجارة والاقتصاد، أما كأسلوب وكتدريس فالأمر يختلف لأن الباحث في مجالات علم النفس والاجتماع والتربية لا يهمه من الإحصاء ما يهم المتخصص، فإذا كان المتخصص يدخل في مجال عمله إعداد وصياغة القوانين الإحصائية بأسسها الرياضياتية فإن الباحث النفسي والاجتماعي والتربوي لا يهمه منها إلا أنها وسيلة توصله فقط لنتائج: اختبار

فروض بحثه ولا يعنيه الأمر شيئاً أن هذا القانون بسطه كذا أو مقامه كذا أو جذره كذا أو مربع ذلك الرقم كذا. فهذه أشياء لا تدخل في نطاق تخصصه الرئيسي وهو دراسة السلوك الإنساني في سياق اجتماعي تربوي. والباحث النفسي والاجتماعي والتربوي هنا شأنه شأن مخطط البرامج في الحاسب الألى (الكمبيوتر) إنه يدخل بياناته بعد عمل البرنامج الخاص بتلك البيانات ويقوم بتشغيل جهاز الكمبيوتر دون أن يعنيه كيف تعمل الأجهزة الكهربائية حتى يصل إلى تلك النتائج لأن تلك مهمة المهندس الذي صمم الجهاز من الناحية الميكانيكية والكهربائية والناحية الالكترونية والذي يقع مكان تخصصه في تلك الأقسام العلمية بكليات الهندسة؛ بينما مخطط البرامج يقع مكان تخصصه في كلية العلوم والذي يمكن أن يواصل دراساته العليا بكلية العلوم بينما مهندس الكمبيوتر يمكن أن يواصل دراساته العليا في كلية الهندسة. إذا مخطط البرامج (كلية العلوم) يستعين بجهاز الكمبيوتر (كلية الهندسة) لإجراء المعالجات المختلفة على بياناته. كذلك الأمر بالنسبة للباحث النفسي والاجتماعي والتربوي فهو يستعين بالمعادلات الإحصائية التي توصل إليها المتخصصون في الإحصاء أو الإحصاء الرياضي لعمل المعالجات التي تتطلبها طبيعة بحثه.

أما بالنسبة للشق الآخر من التساؤل وهو الذي يختص بفائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر ووجود برامج لكل العمليات الإحصائية فهذا التساؤل وإن كان طلاب الدراسات العليا في تخصص علم النفس يرددونه كل عام يدرسون فيه الإحصاء المتقدم فإنه من الممكن أن يكون تساؤلاً عام أيضاً لدى طلاب التخصصات الأخرى. والرد على ذلك يتضح في أننا نفترض أن باحثاً ما لا يعرف الإحصاء وتوفرت لديه بيانات عن عينة من الأفراد وتوفر له وضع فروض أو تساؤلات لأهداف بحثه وذهب بهذه البيانات إلى مخطم البرامج بالكمبيوتر فماذا سيقول لذلك المسؤول ليفعله له في البيانات التي

حملها معه؟ ، أو ما هي اللغة المشتركة بينهما حتى يمكن أن يتم شيء بالحاسب الآلي؟ وباختصار ما الذي سيطلبه ذلك الباحث الذي لا يعرف الإحصاء من الكمبيوتر إذا كان لا يعرف أن هذه البيانات إذا كان الفرض المراد اختباره كذا فإن المعالجات التي يطلبها لتطبيقها على تلك البيانات هي كذا وكذا . . . إلخ .

هذا بالنسبة للإحصاء كوسيلة وكتخصص وبقي الشق الأخيـر من العنوان وهو الإحصاء كتدريس، أي من يقوم بتدريس الإحصاء في أقسام علم النفس والاجتماع والتربية؟ في الحقيقة ومن واقع الخبرة الطويلة يفضل الذي يجمع بين تخصص الإحصاء والتخصص في علم النفس أو الاجتماع أو التربية ، لكن إذا لم يتوفر فمن الذي يفضل؟ وفي الحقيقة أيضاً ومن واقع الخبرة الطويلة والتي عايشها مؤلف هذا الكتاب يفضل المتخصص في علم النفس والاجتماع والتربية والذي درس الإحصاء واستخدمها استخداماً طويلاً تشبعت بها أعماله. لأن خبرة هذه التخصصات من المتخصص في الإحصاء فقط كانت خبرة غير إيجابية ، فالمتخصص في الإحصاء يدرس الإحصاء دون أن يضفي عليها المعنى الذي تفرضه ضرورة المعرفة والفهم للسلوك الإنساني والبيئة الاجتماعية التربوية المحيطة به لأن ذلك الجزء الأخير لا علم ولا دراية له به لأنه ليس تخصصه ، فكيف حتى من أبسط الزوايا يأتي بالأمثلة المستمدة من حقول هذه التخصصات ليربط بين الإحصاء وبين مكونات السلوك من ذكاء وإدراك وتنشئة اجتماعية وقيم واتجاهات تربوية معينة. في الحقيقة كانت خلاصة تجربة هؤلاء المتخصصين شكوى من الطلاب وعدم عودة من المتخصص لتدريس الإحصاء مرة ثانية لوجود فجوة بينهما.

ولقد أتت هذه الطبعة. مزيدة ومنقحة إذ تم تنقيح كل الكتاب وإعادة صياغته ، كما تم إضافة الكثير من التحاليل الإحصائية المفيدة كتحليل التباين من الدرجة الثانية ، وإضافة معادلتين أخريتين لدلالة النسبة المئوية . كما تم تقديم الكثير من التمارين المحلولة في التحليل العاملي . وبالنسبة للارتباطات أضيف الانحدار وحساب الدلالة بين معاملات الارتباط، وبالنسبة للدلالة الإحصائية أضيفت حساب للدلالة بين المجموعات المرتبطة .

وفي النهاية لا ندعي أننا بمحتويات هذا الكتاب قد الممنا بأطراف الإحصاء المترامية فذلك يحتاج لمجلد آخر، كما أننا أردنا للباحث والطالب ألا يقتصر إطلاعه على ذلك الكتاب فقط فهناك مئات من كتب الإحصاء بالعربية والأجنبية بها الكثير مما في هذا الكتاب والقليل الذي ليس فيه.

وفقنا الله وغفر لنا من السهو والخطأ راجين ممن يقرأ الكتاب أن يفيدنا، بملاحظاته وبتصويباته، فجل من لا يسهو أو يخطىء سبحانه وتعالى عما يصفون.

المؤلف

القاهرة ١٩٨٧.

بسروالله التمزالت

مُقدّت الطبعَة التَّالِثَة (*)

أقدم هذه السطبعة الثالثة من كتاب «الإحصاء النفسي والاجتماعي وبحوث ميدانية تطبيقية» وهي طبعة مزيدة ومنقحة ، وانتهز هذه الفرصة لأشكر زملائي بقسم علم النفس وتلاميذي من طلاب الدراسات العليا على معاوناتهم الطيبة في سبيل إخراج هذه الطبعة.

ولقد وجدت تغييراً بالصورة الحالية (**) بدلاً من العنوان في الطبعة الثانية ليتطابق ذلك مع ما جاء به من بحوث في الجزء الرابع طبقت فيها المعالجات الإحصائية التي وردت في الأجزاء الثلاثة الأولى.

والله الموفق

المؤلف

^(*) مقدمة الطبعة الرابعة كانت صورة طبق الأصل عن مقدمة الطبعة الثالثة (١٩٨٠) دون أي تعديل بها. (المؤلف ١٩٨٨).

^(**) والذي ظهر في الطبعة الثالثة وهو نفس العنوان الحالي.



مقدّت الطبعَ التَّانيَة

يمتاز كتاب «في الإحصاء النفسي والاجتاعي ومعايير اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي» بثلاث خصائص لم تضعها في الاعتبار كتب الإحصاء بالمكتبة المصرية وهي الإيجاز، التمارين والتدريبات المحلولة، وأنه كتاب عملى.

فالإيجاز في الإحصاء (خاصة وأن الإحصاء تساعد الباحث في علم النفس وعلم الاجتماع على بحث الظواهر النفسية والاجتماعية) يوجه الباحث لما يفيده مباشرة ولا يجعله يتوه في دروب هو في غنى عنها، خاصة وأنه يفتقر لخلفية في الرياضيات والجبر وحساب المثلثات تلك العلوم التي تشكل أساس وضع قوانين الإحصاء.

أما التمارين والتدريبات المحلولة فيقصد منها تثبيت وتدعيم ما يتعلمه الطالب من قواعد وقوانين تتعلق بالمعالجات الإحصائية للبيانات.

كذلك فإننا أردنا أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلق عليها اسم Cook Book (*) فشمل من الإحصاء الموضوعات الهامة والتي يشيع استخدامها باستمرار في البحوث والدراسات من ناحية

^(*) أنظر في ذلك كتاب:

Runyon-Haber, Fundsmental Behaviowral Statistics, Addison Comp. 1973.

ومن ناحية روعي التبسيط والسهولة والتسلسل في كيفية الوصول إلى النتائج.

وفي تقسيمنا للكتاب لثلاثة أجزاء راعينا التدرج في تقديمها فقدمنا في الجزء الأول مبادىء الإحصاء النفسي والاجتماعي وفي الجزء الثاني الإحصاء التطبيقي وفي الجزء الثالث الإحصاء المتقدم. وكان الأساس من هذا التقسيم هو المنهج الجامعي.

ويتناول الجزء الأول جمع المعلومات والبيانات ومصادر ووسائل جمعها وطرائق تفريغها وتصنيفها ومراجعتها ووضعها في جداول تكرارية كما يتضمن طريقة تمثيل هذه البيانات بالرسوم البيانية. وبعد ذلك يتناول هذا الجزء المتوسطات الحسابية ومقاييس التشتت والمعايير الخاصة بالدرجة الخام كلادرجة المعيارية والمئين.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل حساب الارتباط بين متغيرات كمية أو متغيرات كيفية أو هما معاً. ثم يعرض هذا الجزء لمقاييس الدلالة الإحصائية والتوزيع الاعتدالي وتعديل هذا التوزيع.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل البحوث والتي تعاون الباحث في عزل المتغيرات وإبطال تأثيرها على النتائج كما تتضمن حساب الدلالة لأكثر من متغيرين أو حساب الدلالة للتوزيعات غير الاعتدالية كما يهتم بحساب دلالة النتائج التي تكون على شكل نسب مئوية . وأخيراً يهتم بعرض طرق التحليل العاملي .

هذا بالنسبة للإحصاء وقواعدها وخطوات حلها والتمارين المتعلقة بذلك. ولقد أردنا لهذه الطبعة من الكتاب (الثانية) أن تكون مختلفة عن الطبعة السابقة فأفردنا فيها عرضاً لبحوث تطبيقية استخدمت فيها الإحصاء بهدف إعداد معايير لمجموعة من اختبارات القدرات واختبارات الشخصية.

وهذا ما سيجده القارى، في الأجزاء الأخيرة من الكتاب مثل اختبارات الإبصار والتآزر والقوة العقلية في بحث «الحد الأدنى اللازم للأداء والمعايير التائية لاختبارات السائقين» وبحث «المعايير التائية لاختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي الذي قام المؤلف بترجمته وتطبيقه على البيئة المحلية.

والله الموفق.

المؤلف



الجُسُزُو الأولاث مَبَادِي الاجْصَاء

			·
		·	

أولاً

جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم

تعريف بالإحصاء

إذا عرفنا «الإحصاء» بأنها القيمة أو المدرجة التي تعبر عن النتيجة النهائية للعمليات الرياضية التي تمثل العينة أو المجتمع الأصلي فلا بد أن نشير إلى وجود ثلاثة تطورات في تاريخ الإحصاء تستحق الذكر، الأول نظرية أخطاء القياس لجالتون . Galton F وآخرين عن تطبيق المفاهيم الإحصائية في العلوم البيولوجية ، والثاني ما قدمه فيشر Fisher من صياغات وابتكارات نظرية ، وأخيراً الكمبيوتر الذي أدى إلى تسهيل إجراء العمليات المعقدة .

والأصل في كلمة الإحصاء أنها مشتقة من اللفظ اللاتيني «ستاتوس» أو «ستاتو» والذي يستعمل بمعنى الدولة كما يستعمل أيضاً ليشير للمعلومات المتصلة بنظام الدولة ومؤسساتهما وأجهزتها المختلفة وأحوالها. ولذلك أطلق على الإحصاء اسم «ستاتستيك» Statistic ليدل على مجموعة المعلومات الخاصة بالدولة في وقت من الأوقات ثم انتهى به الأمر ليدل حتى الأن على معانى عدة منها:

١ ـ جمع المعلومات التي تبين الأحوال والظروف في البلاد مثل.

أ _ عدد المواليد والوفيات.

- ب _ عدد الأذكياء وعدد الأغبياء كما تكشف عنهم اختبارات الذكاء. جـ _ المحاصيل الزراعية والفواكه.
 - د _ عدد المتفوقين وعدد المتأخرين دراسياً.
 - هـ التجارة الداخلية والخارجية.
 - و _ عدد المرضى النفسيين وعدد الأسوياء في مجتمع ما .
 - ز _ عدد المتعلمين وغير المتعلمين (الأميين).
 - ح ـ عدد المقبولين بناءاً على الاختيار المهني.
- ٢ ـ ويعني بالإحصاء إلى جانب ما سبق أنه فرع من فروع العلم له أسلوبه
 وطريقته وموضوعات البحث الخاصة به.

فوائد الإحصاء

وعلى هذا الأساس يقع على عاتق علم الإحصاء دراسة جميع نواحي الحياة في المجتمع. وبتوفر المعلومات والبيانات الإحصائية المختلفة والمناسبة يستطيع الباحثون والمسؤولون:

- ١ ـ تفهم ومعرفة حالة البلاد بيسر وبسهولة .
- ٢ ـ تحدید احتیاجات السکان من الغذاء والمساکن والمدارس والمصانع والوظائف.
- ٣ ـ الكشف عن النقط الضعيفة في التعليم أو الحالة الاقتصادية أو الخطوات
 التي تتبع في تربية الصغار وتعليمهم أو في محو أمية الكبار.
- ٤ ـ تتمكن الدولة على أساس مثل هذه المعلومات من اتخاذ الإجراءات
 الكفيلة بتلافي أو إزالة أسباب الضعف أو تحسين الأحوال في الزمن
 المناسب.
- ٥ _ تمكن الباحث في مجال علم النفس من التنبؤ بالسلوك من خلال ما يجري

من معالجات إحصائية للبيانات التي تم جمعها عن أفراد عينة البحث. ونتيجة لكل ذلك نشأت النظم الإحصائية مع نشوء الدولـة ووجودها على وجه الأرض. فمن أبسط الأمور مثلاً أن أي حكومة في أي زمن من الأزمان تحتاج إلى معرفة عدد القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى دفع الضرائب التي تفرض عليهم وذلك لتتمكن من إدارة دفة البلاد. ولعل أبسط الأمثلة التي تشير لأهمية الإحصاء كذلك ما قد يحدث في بعض البلاد الزراعية من نقص في أحد محاصيلها الزراعية وما يترتب على ذلك من نقص في المواد الغذائيسة أيضاً، ففي مثل هذه الحالسة تتحرك أجهزة الإحصاء والباحثون في هذا المجال لمعرفة حالة المحصول في المناطق الأخرى لكي يمكن عمل الإجراءات والخطوات اللازمة لتزويد سكان المناطق المصابة بالمواد الغذائية ولمنع ارتفاع أسعارها في نفس الوقت نتيجة النقص الذي أصاب المحصول. كذلك تهتم الدول المتقدمة بمعرفة خريطة توزيع القدرات العقلية والذهنية بين أفراد شعبها ليتم من خلال هذا المسح العام توزيع التلاميذ والطلاب على التعليم المناسب لهم، وليتم أيضاً وضع كل فرد في المهنة والعمل المناسب لتفكيره وميوله ، ويتم تجنيد الشباب البالغين كل منهم في السلاح المناسب لقدراته ومواهبه.

ويمكن أن ينطبق المثال السابق أيضاً على مشكلة الأمية. فلو حدث مثلاً إجراء تقييم لبرنامج محو الأمية في إحدى القرى (وهو ضمن برنامج شامل لكل قرى الدولة بالطبع) وأشارت المعلومات المجموعة على أن مدى التحسن في محو الأمية يتضاءل شهراً بعد شهر وبتحليل تلك المعلومات وجد أن نقص وسائل الإيضاح السمعية والبصرية هو السبب في ذلك فإنه يمكن على الفور الاستفادة من هذه النتيجة بتعميم الوسائل السمعية والبصرية في فصول التعليم في كل القرى وهكذا.

ومما سبق يتبيـن لنا بدون أدنى شك أن علــم الإحصاء قد نشأ ونما

وتوسعت صلاته بكل نواحي الحياة اليومية ليلبي متطلبات هذه الحياة من خلال إحصاء الدولة للبيانات الخاصة بالسكان وعددهم. وعلى مستوى الأفراد نجد في حياتنا اليومية أيضاً أن الفلاح والتاجر والصانع الحرفي يعتمد في نشاطه العملي اليومي على ملاحظاته الشخصية وعلى ما يسجله في كل لحظة، أو من حين لحين في نوتة جيبه من معلومات في شكل أرقام، وإذا كان أمياً لا يعرف القراءة أو الكتابة فإنه يعتمد على ذاكرته العقلية. ولكن بنشأة الصناعة والتجارة وتركزها في أماكن معينة لتخدم آلافاً من الناس لا أفراداً صغيرة لا يمكن الاعتماد على هذه الوسائل البدائية التي يعتمد عليها الأفراد كالعامل والفلاح والتاجر. بل يتم إنشاء نظم للحسابات يتلوها إضافة الإحصاء إلى هذه النظم الحسابية. والإحصاء بهذه الصورة لا يحل محل الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيام بحساب نتائج النشاط الاقتصادي كبيع السلع المختلفة.

فوائد الإحصاء: الأمية كمثال

ومن خلال كل ما سبق نستطيع القول بأنه يمكن الاستفادة من الإحصاء في مجال الأمية كمثال وما يرتبط بها من مشكلات سكانية وذلك لأن الإحصاء (*).

١ ـ تفيد في تنظيم وتوضيح الوضع بالنسبة للأمية في جميع البلاد العربية قبل و بعد تنفيذ التوصيات الخاصة بمحو الأمية والصادرة عن المؤتمرات التي يعقدها المهتمون ببحثها ودراستها.

^(*) عن محاضرة ألقاها المؤلف في دورة الإحصاء التي عقدتها المنظمة العربية للعلوم (جهاز محو الأمية) في نوفمبر ١٩٧٦ بمدينة بغداد عاصمة العراق للمسؤولين عن أجهزة محو الأمية في العالم العربي.

- ٢ ـ تفيد في توضيح ومقارنة نسبة الأمية في البلاد والدول المختلفة سواء أكان ذلك بشكل عام أو بشكل أكثر تخصصاً كأن تتم المقارنة بين الذكور والأناث في كل بلد على حدة وفي كل بلد بالنسبة للبلاد الأخرى.
- ٣ ـ تفيد في عمل التقديرات الخاصة بعدد السكان في فترة زمنية لاحقة وذلك بالاعتماد على معدلات المواليد والوفيات واستخراج معدلات الزيادة السكانةي من ذلك. ومن خلال تلك التقديرات يمكن حساب نسبة الأميين إلى عدد السكان الذي تم الوصول إليه من هذه الدراسات الإحصائية.
- ٤ ـ لكي تتمكن الدولة من وضع الاحتياطات الكفيلة بمحو الأمية فإنه لا يتم لها ذلك بسهولة إلا من خلال معرفة أعداد الأميين في المناطق الجغرافية وذلك لتحديد مناطق انتشارهم لتخطيط وإعداد برامج محو الأمية ولا يتأتى ذلك كله إلا من خلال الإحصاء والمعالجات الإحصائية.
- و ـ باستخدام الأساليب الإحصائية في معالجة المعلومات التي تم جمعها
 عن السن التي يشملها الإلزام يمكن معرفة مدى التغير الذي حدث على
 مدى العمر الذي يشمله الإلزام في التعليم الابتدائي في مجموعة من
 الدول.
- ٦ ـ تساعد الإحصاء في معرفة الأسباب الشائعة والتي تتكــرر مراراً وتقف
 وراء انتشار الأمية في البلاد.
- ٧ ـ باستخدام المعالجات الإحصائية للاستبيانات والإجابة عليها يتمكن الباحثون من تحليل ومعرفة مدى توفر الوسائل والمعينات البصرية كالخرائط والمصورات في كتب محو الأمية ليمكن من خلال هذا التحليل معالجة النقص في هذه النواحي.

ثانياً خطوات البحث الإحصائي

يمر البحث الإحصائي في عدد من الخطوات نجملها فيما يلي:

- ١ _ تحديد المشكلة وحجمها.
- ٢ _ تحديد البيانات الضرورية لإلقاء الضوء على طبيعة المشكلة.
 - ٣ ـ وسائل جمع البيانات.
 - ٤ _ مصادر جمع البيانات.
 - العمليات القانونية لجمع البيانات.
 - ٦ _ دقة البيانات.
 - ٧ _ المراجعة الميدانية .
 - ٨ ـ المراجعة المكتبية للبيانات.

١ - تحديد المشكلة وأهميتها:

لا يجري بحث من البحوث لأي ظاهرة من الظواهر أو مشكلة من المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين، بل والباحثين أنفسهم بالآثار المادية والبشرية لهذه المشكلة التي تنتشر في أرجاء المجتمع. ويعني بذلك أنه كلما ازدادت المشكلة واستفحلت كلما شعر بها الناس وتحركت الأجهزة المعنية لدراستها.

ويأخذ مسار البحث تحديدان هما:

التحديد الأول: خاص بأهم مشاكل المجتمع التي يجب دراستها قبل غيرها ويتم ذلك عن طريق مقارنة المعلومات المتوفرة عن الخسائر التي تنتج عن كل مشكلة سواء كانت هذه الخسائر مادية أو بشرية. ونوضح ذلك بالمثال التالي:

«طلب من أحد الباحثين أن يختار بين البدأ في دراسة ظاهرة رسوب التلاميذ في المرحلة الابتدائية ، أو في دراسة مشكلة العمال الصناعيين الذين يقعون في الحوادث أي: سيكولوجية الحوادث. ولكي يختار بين أي من هاتين المشكلتين لدراستها ، يقوم أولاً بجمع البيانات والمعلومات الخاصة بالأموال التي تنفقها الدولة وتضيع هباءاً منثوراً في كل من هاتين الظاهرتين ، وعدد الأفراد والنسبة المئوية للذين يعانون منهما ، وتأثير كل ذلك في نهاية الأمر على الدخل القومي . وعلى أساس ذلك يستطيع الباحث تحديد المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المئوية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المؤية للأفراد الذين يقعون فيها التلاميذ من تعليم وخلافه .

أما التحديد الثاني: فيتعلق بتحديد عناصر المشكلة قبل بحثها لكي يعفي الباحث نفسه من الوقوع في الخطأ ومن أهم الجوانب التي يجب على الباحث القيام بها في هذا الصدد تحديد المفاهيم والألفاظ العلمية التي سيتم تناولها في البحث لأن ذلك من شأنه أن يبلور جوانب المشكلة التي سيتم دراستها في ذهن الباحث، وبذلك لا يكون هناك اختلافاً بين هذا الباحث وأي باحث آخر بالنسبة لتعريف مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة مفاهيم البحث مشتقة من خلال ما يتبع من عمليات في ملاحظتها أو قياسها أو تسجيلها، والمثال على ذلك ما أجري في بحث: أوضاع الأمية في البلاد العربية واستراتيجية مكافحتها، حيث جاء في تعريف الأمي في الجمهورية العراقية بأنه:

كل عراقي تجاوز الخامسة عشر ولم يتعد الخامسة والأربعين من عمره ولم يكن منتظماً بأية مدرسة ولم يصل إلى المستوى الوظيفي.

وعلى الرغم من وضوح التعريف السابق وضوحاً تاماً إلا أن البحث قد حدد أيضاً المقصود بالمستوى الوظيفي الوارد في هذا التعريف بأنه:

أ ـ القدرة على قراءة فقرة من مخطوط أو مطبوع بفهم .

ب _ القدرة على كتابة قطعة إملاء كتابة صحيحة .

جـ ـ القدرة على التعبير الكتابي عن فكرة أو أكثر تعبيراً مفهوماً.

د _ القدرة على قراءة الأعداد وكتابتها و إجراء العمليات الحسابية .

هـ ـ القدرة على تحسين عمله في مهنته.

و _ القدرة على إدراك حقوقه و واجباته ليستطيع الإسهام في تطوير مجتمعه .

و بالإضافة لكل ما سبق فإن على الباحث في مجال محو الأمية أن يضع تحديدات لعلاقة بحثه هذا بالنواحي الآتية :

١ _ التعليم الابتدائي.

٢ _ حجم السكان.

٣ _ مناهج محو الأمية .

٤ ـ وسائل الإعلام.

٥ ـ المعلمون القائمون على محو الأمية . . . إلخ .

وبهذا يستطيع الباحث في مجال الأمية أن يحدد الحالات التي يجب دراستها لتحقيق الغرض من بحثه بحيث يقتصر في دراسته تلك على الأميين الذين ينطبق عليهم التعريف السابق.

والمثال الآخر عند دراسة موضوع كالذكاء Intelligence فعند بحث هذا الموضوع لا بد من القيام بتحديد المقصود بالذكاء كأن يكون مثلاً القدرة

على التعلم، أو القدرة على إدراك العلاقات، وتوضيح العوامل المرتبطة به من فطرة واكتساب أي العوامل الوراثية والبيئية. ويكون التحديد الإجرائي لمفوم الذكاء هو الأسلم للباحث وذلك بربط الذكاء بأداة قياسه فيعرف الذكاء بأنه: ما يقيسه اختبار الذكاء من نواحي كالمعلومات والمفردات والمتشابهات والفهم ورموز الأرقام والاستدلالي الحسابي وذلك حسب ما جاء في مقياس وكسلر بلفيو للذكاء.

٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة:

بعد تحديد الباحث لمفاهيم البحث الأمر الذي أشرنا إليه فيما سبق يقوم بتحديد المعلومات والبيانات التي سيتم جمعها لمعرفة أبعاد المشكلة وإلقاء الضوء عليها.

وبالنسبة لمشكلة كالأمية فإن الباحث عليه أن يوفر البيانات الآتية ليستطيع دراسة هذه المشكلة:

- ١ ـ بيانات عن تعريف الأمي في تشريعات محو الأمية .
- ٢ ـ بيانات عن سن الأمى كما حددت في تشريعات محو الأمية .
- ٣ ـ بيانات عن وضع وتوزيع الأمية في البلاد والدول التي سيشملها بحثه.
 - ٤ ـ بيانات عن نسب الأمية بين (الذكور والإناث في مناطق البحث).
 - ٥ _ بيانات عن تعداد السكان التقديري.
- ٦ ـ بيانات عن أعداد الأطفال المقبولين في المدارس ونسبتهم إلى من في سن الإلزام.
 - ٧ ـ بيانات عن التسرب من التعليم الإلزامي.
 بيانات عن التمويل وأوجه إنفاق الموازنة.
 - ٩ ـ بيانات عن الكتب الدراسية المستخدمة في محو الأمية .

وعن مشكلة أخرى كمشكلة العوامل النفسية المرتبطة بالوقوع في

الحوادث فإن على الباحث أن يوفر البيانات الآتية:

- ١ ـ بيانات عن الوقت الضائع نتيجة الحادثة.
- ٢ ـ بيانات عن أيام الغياب طوال وقت الإصابة.
- ٣ ـ بيانات عن الخسائر المادية التي لحقت بالآلات والمواد والتي كانت مستعملة وقت الحادث.
- ٤ ـ بيانات عن التعويض المادي الذي يصرف للعامل من هيئة التأمينات
 الاجتماعية .
- و _ بيانات عن نفقات التدريب المهني الذي يتم للعمال الجدد بدلاً من العمال المصابين.
- ٦ بيانات عن أسباب الحوادث تؤخذ من بطاقة تحليل الحادثة والتي يجريها مشرف الأمن الصناعي وهذه البيانات مثل: عدم الانتباه والسرحان ـ التحدث مع الزملاء ـ التعب والإجهاد شدة درجة الحرارة ـ الأتربة والغازات ـ نقص الخبرة والتدريب ـ نقص الاستعداد والقدرة.
- ٧ ـ بينات خاصة بالمتطلبات العقلية والذهنية الخاصة بالعمل والتي تستخرج من استمارة تحليل العمل لاستخدام هذه المتطلبات في اختيار عمال جدد مناسبين للعمل.

٣ ـ وسائل جمع البيانات:

أ ـ استمارة البحث:

يقوم الباحث بجمع البيانات الضرورية للبحث بإعداد مجموعة من الأسئلة توضع فيما يسمى باستمارة البحث، وهي الوسيلة التي يتم من خلالها جمع هذه البيانات. وتعتمد هذه الوسيلة على قيام الباحث بالاتصال الشخصي بالمبحوثين من أفراد العينة أي إجراء مقابلة شخصية معهم يوجه إليهم فيها الأسئلة التي باستارة البحث، ويتولى بنفسه ملء البيانات من واقع

ما يدلى به المبحوث من إجابات على الأسئلة التي في الاستمارة المخصصة لذلك وقد يرسل الباحث في بعض الأحيان مندوبه للاتصال الشخصي بالمبحوثين.

ويلجأ الباحث عندما يتعذر الاتصال بالمبحوثين إلى أخذ عينة من دليل التليفون وإرسال الاستمارة إليهم بالبريد ليتم جمع المعلومات عن طريق التسجيل الذاتي، وفيها يترك للمبحوث أن يكتب البيانات الخاصة به في اسمارة البحث.

وقد يقوم الباحث أيضاً بنشر «استمارة البحث» في مجلة من المجلات أو صحيفة من الصحف، وقد تعرض على المبحوث عن طريق التليفزيون (*) أو السينما وبعد الإجابة على الأسئلة يقوم المبحوث بإرسال البيانات إلى عنوان الباحث أو المؤسسة التي تقوم بالبحث عن طريق البريد أو عن طريق مندوبين يمرون على الناس في منازلهم (**).

وفي بعض الأحوال يمر الباحثون على منازل وبيوت المبحوثين من أفراد العينة ويتركون لهم اسمارة البحث وبها التعليمات الخاصة بملء الاستمارة ليقوموا بأنفسهم بملئها ثم إرسالها بعد ذلك بالبريد إلى الجهة التي تقوم بإجراء البحث.

مزايا وعيوب الطرق السابقة:

وبطبيعة الحال فإن لكل طريقة من الطرق السابقة الخاصة بجمع البيانات مزايا وعيوب. فقيام الباحث بنفسه بتوجيه الأسئلة للمبحوث تمكنه

^(*) كما يحدث في الاستفتاء الذي تجريه الإذاعة سنوياً للتعرف على رغبات الجمهور وآرائهم بالنسبة ليرامجها.

^(**) كما يحدث في التعداد العام للسكان حيث يتم فيه حصر بيانات تستخدم في التخطيط لوضع حلول لمشاكل الجماهير .

من أن يوضح ما يريد المبحوث أن يستفسر ويسأل عنه. عندما يلتبس عليه الأمر بالنسبة لأحد الألفاظ أو لأحد العبارات، وبشرط أن لا يؤثر هذا التوضيح في المبحوث فيجعله يغير رأيه الأصلي. أما طريقة التسجيل الذاتي أي قيام المبحوث نفسه بالإجابة على أسئلة الاستمارة فهي تعتبر من الناحية الاقتصادية أقل نفقة من طريقة الاتصال الشخصي، كما أنها بالإضافة لذلك تعطي الفرصة للمبحوث بأن يقوم بالإجابة على الأسئلة بدقة تامة لتوفر الوقت السلازم لذلك، وفي نفس السوقت فإن هذه السطريقة تلغي تأثر المبحوث بالباحث عند الإجابة على بعض الأسئلة الحساسة والتي تمس حياته الشخصية الخاصة، مثل إدمان المخدرات، أو العلاقات الأسرية أو النواحي الجنسية. لكن من عيوب هذه الطريقة أن بعض المبحوثين قد لا يجيبون على أسئلة الاستبيان أو يرسلون إجاباتهم إلا بعد انتهاء إجراء التحليلات الإحصائية للبحث مما يترتب عليه أن لا تكون لإجاباتهم أية قيمة، هذا إلى جانب أن هذه الطريقة قد لا يمكن تعميمها في الدول التي تنتشر فيها نسبة الأمية.

أما طريقة الاتصال الشخصي فهي إلى جانب ما سبق تمتاز بأنها تستخدم مع المتعلمين وغير المتعلمين لأن الباحث هو الذي يقوم بقراءة السؤال وما على المبحوث إلا أن يجيب على السؤال ويقوم الباحث مرة أخرى بتسجيل إجابة المبحوث كتابة ، كما أن الباحث في هذه الطريقة يستطيع أن يسجل رأيه وانطباعاته وملاحظاته عن طريقة وأسلوب المبحوث في الإجابة ومدى تعاونه وإجابته على الأسئلة بجدية أم لا .

ب ـ الملاحظة:

تستخدم الملاحظة أيضاً في جمع المعلومات والبيانات الخاصة بالبحث ـ وتعتبر الملاحظة أول مرحلة من مراحل البحث الإحصائي وتتلخص الملاحظة في القيام بجمع المعلومات الإحصائية اللازمة لاتخاذ أي قرار. وتجري الملاحظة طوال الوقت أو عقب حدوث الظاهرة مثل تسجيل المواليد والوفيات والزيجات وحالات الطلاق ولكي يكون تسجيل الملاحظات مضبوطاً ودقيقاً يجب أن تتوفر مجموعة من الشروط مثل:

- ١ ـ يجب أن يتم التسجيل في الوقت المناسب فيسجل الحدث أو الظاهرة وبين التي حدثت فور حدوثها حتى لا يمر وقت طويل بين وقوع الظاهرة وبين تسجيل الملاحظة الخصة بها إذ يترتب على عدم توفر هذا الشرط تسجيل ملاحظات غير دقيقة.
- ٢ يجب إلزام الأفراد الذين تتوفر لديهم البيانات أو تحدث بينهم الظاهرة بتسجيل هذه البيانات فمثلاً يجب على الأباء أن يقوموا بتسجيل مواليدهم الجدد فور حدوث ذلك.
- ٣ ـ يجب توفر مراكز تسجيل هذه الأحداث في جميع أرجاء البلاد لتوفير
 وتسهيل عملية التسجيل على المواطنين.

وهناك نوعان من الملاحظة: الملاحظة المقصودة العلمية والملاحظة غير المقصودة الطارئة أو العابرة وأوجه الاختلاف بين هذين النوعين من الملاحظة يتمثل فيما يلي:

- ١ ـ تستخدم في الملاحظة العلمية المقصودة الأجهزة والأدوات العلمية كتلك التي تستخدم في ملاحظة سلوك الأطفال أو في تقييم برامج محو الأمية. والجهاز المستخدم في الملاحظة وشائع في مثل هذه الحالة هو الشاشة ذات الوجه الواحد هذا في حين أن الملاحظة غير المقصودة لا تستخدم فيها أجهزة أو أدوات.
- ٢ ـ في الملاحظة العلميــة يحدد الباحث هدفه منذ البدايــة ويحدد أيضاً

البيانات والمعلومات التي يرغب في القيام بجمعها أما في الملاحظة غير المقصودة فهي تكون ملاحظة عابرة.

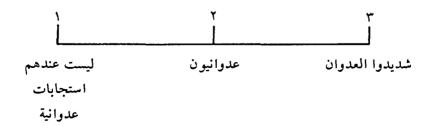
٣ ـ تسير الملاحظة العلمية على مدى خطوات محددة ومعروفة منذ البداية
 تتضمن جمع دقائق وتفاصيل الحدث.

ع ـ يقوم الباحث في الملاحظة العلمية ـ كما سبق أن بينا ـ بتدوين ملاحظاته أولاً بأول حتى لا تتأثر البيانات بعامل النسيان .

ويضاف لهذين النوعين من الملاحظة (المقصودة أي العلمية وغير المقصودة أي العابرة) نوع ثالث من الملاحظة يستخدم في جمع البيانات تسمى بالملاحظة الميدانية وهي الملاحظة التي يستخدمها الباحث لمعرفة تقاليد وقيم وعادات وطرق التربية في الأسر المختلفة ، حيث ينتقل الباحث بنفسه إلى هذه الأسر ويقوم بتسجيل ملاحظاته في البيئة نفسها.

والباحث في دراسته الميدانية يعتمد على الملاحظة أي ملاحظة سلوك الأفراد أو الجماعة التي يقوم بدراستها في المجال الذي يعيش فيه هؤلاء الأفراد أو تلك الجهاعة. والباحث في هذه الحالة قد يستخدم ميزاناً لتقدير Rating Scale ملاحظاته Observations. فإذا أراد مثلاً دراسة السلسوك العدواني لدى مجموعة من الأطفال فإنه يستخدم الميزان الآتي:

التعليمات: ضع علامة / تحت الصفة التي ترى أنها تنطبق على الطفل:



وهو يستطيع من خلال هذا الميزان أن يحول الأوصاف اللفظية (ليست عندهم استجابات عدوانية _ عدوانيون _ شديدوا العدوان) إلى أرقام وقيم كمية (١-٢-٣) يمكن إخضاعها للمعالجات والتحليلات الإحصائية .

جـ الوسائل الموضوعية:

كاختبارات الذكاء والشخصية وليس مجال الكلام عنها هنا.

٤ _ مصادر جمع البيانات:

يتفق جميع الباحثون والإحصائيون على أن هناك مصدران أساسيان يستخدمان في جمع البيانات الخاصة بأي بحث من البحوث وهما:

أ _ المصدر التاريخي.

ب ـ المصدر الميداني.

أ - المصدر التاريخي:

وتنقسم المصادر التاريخية إلى قسمين القسم الأول يطلق عليه اسم المصادر الأولية، والقسم الثاني يطلق عليه اسم المصادر الثانوية، وتتمثل المصادر الأولية في المصادر التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع البيانات وأشرفت على هذا الجمع. أما المصادر الثانية فهي نفس البيانات السابقة المجموعة عن المصادر الأولية لكن قامت بعرضها هيئة أخرى غير التي قامت بجمعها، وكأن يتم كذلك عرض هذه البيانات في أحد الكتب أو المؤلفات العلمية أو المجلات أو الدوريات أو الاستشهاد بها في الأبحاث.

ب - المصدر الميداني:

ويقوم فيه الباحث بإجراء بحثه في الميدان الذي تتم فيه الظاهرة أو الله المدث فيه الحدث، ويلجأ الباحث لذلك عندما لا تفيد المصادر

التاريخية في الحصول على البيانات الخاصة بموضوع البحث أو حين لا تكفى هذه البيانات بالغرض الذي يهدف إليه البحث.

٥ _ الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:

يراعى في جمع البيانات عدة شروط منها:

أ ـ دقة جمع البيانات:

- ١ ـ يجب على الباحث أن يتأكد من أن العينة التي تم جمع البيانات عنها قد
 تم اختيارها طبقاً للشروط والقواعد المعمول بها في اختيار العينات.
- ٢ ـ على الباحث أيضاً أن يتأكد من دقة عملية المراجعة التي أجراها المختصون على المعلومات التي تم جمعها وخاصة ما يتعلق بالجدولة والطبع وعمل الرموز اللازمة.
- ٣ ـ تأكد الباحث من توفر شروط إعداد الاستمارة ومن صحة صياغة الأسئلة
 الموجهة للمبحوثين .
 - إلتأكد من عدم تحيز الأسئلة.
 - التأكد من تدريب جامعى البيانات تدريباً كافياً.
- عند استخدام المصادر الثانوية يجب التأكد من مطابقتها للمصادر الأولية
 وعدم وجود أخطاء أو تغيير بها.

ب ـ مراجعة البيانات:

لكي يتوفر إجراء البحث في ظروف سليمة ومضبوطة وعلمية لا بد من القيام بعمل مراجعة للبيانات التي تم جمعها. ويتم ذلك على النحو الآتي:

١ ـ تتم مراجعة الإجابات الخاصة بالمبحوثين وذلك لاستكمال الإجابات

- على الأسئلة التي نسي المبحوث الإجابة عليها وذلك بإعادة الاستمارة إليه لملئها مرة ثانية.
- ٢ ـ اكتشاف ما في البيانات من أخطاء غير متعمدة مثل عمر المفحوص
 والذي يتم معرفة صحته بطرح تاريخ الميلاد من تاريخ الاختبار.
- ٣ ـ عمل الإجراءات أو العمليات الحسابية المطلوبة والتي لا يمكن تكليف المبحوث القيام بها.
- ٤ ـ قد يؤجل الباحث القيام بملأ بعض البيانات أمام عينة البحث ولذلك لا بد من مراجعة الاستمارة لكتابة مثل هذه البيانات وذلك ليسهل عمل جداول معالجة بيانات البحث.
- إذا كان سيتم معالجة البيانات عن طريق الحاسب الالكتروني فإنه يلزم عمل الإجراءات التي تسبق مثل هذه المعالجات فتراجع الاستمارة لإعطاء بياناتها المختلفة الرموز والعلامات الخاصة بذلك ليسهل على معدى برامج الكمبيوتر عمل التثقيب اللازم للكروت.

٦ ـ عينة البحث:

كلما استند الباحث في اختياره لعينة بحثه على الأسس العلمية السليمة في اختيار العينات كلما توصل لنتائج موضوعية تعكس بصورة واقعية المشكلة موضوع البحث وتشخص أبعادها تشخيصاً دقيقاً بحيث يمكن تقديم الحلول المفيدة. وبصورة عامه فإنه يقصد بالأساس العلمي أن تكون العينة التي سيتم إجراء البحث عليها مراعياً فيها خصائص المجتمع الأصلي وبالنسب المتعارف عليها فيما يتعلق بكل خاصية من هذه الخصائص: كالسن بفئاته المختلفة، والجنس (ذكور - إناث)، ودرجة التعليم من أمي حتى التعليم العالمي، والريف والحضر والأماكن القريبة والأماكن البعيدة، والمهن المختلفة.

٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية لجمع البيانات والمعلومات.

أ ـ تصميم الاستبيان:

بعد أن يقوم الباحث بتحديد مفاهيم بحث وبتحديد البيانات والمعلومات التي ستتضمنها دراسته يعمل على إعداد استبيان يتكون من مجموعة من الأسئلة تدور حول هذه البيانات والمعلومات (كالعمر ودرجة التعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي والحالة الزواجية والمسكن والملبس وأسباب الحوادث وأسباب الأمراض النفسية . . . إلخ) ويوجه هذه الأسئلة لأفراد عينته من المبحوثين .

وعملية القيام بتصميم الاستبيان تتطلب من القائم به دراية وخبرة بالعلوم التي تهتم بدراسة سلوك الإنسان كالتفكير والانفعال والاتجاهات والميول وهذه العلوم هي: علم النفس وعلم الاجتماع وعلم النفس الاجتماعي والقياس النفسي . . . إلخ وبالإضافة لدراسته لتلك العلوم السابقة لا بد أن يتدرب في أحد الهيئات العلمية المعترف بها على القيام بإعداد وتصميم الاستبيان .

وفي إعداد الباحث للاستبيان لا بدأن يضع في اعتباره أن تكون صورة الاستبيان صادقة حتى تثير اهتمام المبحوث وتجذبه لملء البيانات مما يترتب على ذلك في نهاية الأمر تيسير مهمة الباحث نفسه. ويلجأ كثير من الباحثين إلى أن يرفقوا بالاستبيان قائمة بها تعليمات الاستبيان وتعريفاً بالموضوعات والمفاهيم التي تساعد الباحث والمبحوثين في نفس الوقت إلى ملء الاستمارة ملئاً صحيحاً دقيقاً. وقد تتضمن القائمة إلى جانب ما سبق ما يأتي من نواحى:

١ ـ الغرض من البحث.

٢ ـ الجوانب والموضوعات التي تتناولها الأسئلة.

- ٣ _ الأفراد القائمون بجمع البيانات.
- ٤ ـ الباحثون المحللون لنتائج البحث.
 - تاریخ وفترة جمع البیانات.

ب - النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان.

١ _ السهولة وعدم الغموض:

أي يجب أن تكون الألفاظ والكلمات والعبارات أو الجمل الموجودة في السؤال بسيطة وسهلة ومعروفة وليست غريبة أو غامضة بالنسبة للأفراد الذين يطبق عليهم البحث. وعلى سبيل المثال لا يجب أن تشتمل أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في المدينة على ألفاظ وكلمات شائعة في الريف كما أنه لا يجب كذلك أن تتضمن أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في الريف على كلمات وألفاظ شائعة في المدينة.

ومن الأسئلة الغامضة سؤال الباحث لأفراد عينة البحث عن رأيهم في وصول الأمريكان للمريخ؟ فإن الباحث في هذه الحالة سوف يجد في إجابات الأفراد عند تفريغه لها أن الإجابات ستكون عامة وعلى النحو الآتي:

هائل _ رائع _ جميل _ عظيم _ أحد أحداث التاريخ _ اختراع من الاختراعات العلمية _ تقدم علمي _ نصر للأمريكان والمعسكر الغربي .

أما لو قدم الباحث وصاغ السؤال بصياغة محددة كأن يكون السؤال السابق على النحو الآتي:

«إن وصول الأمريكان للمريخ قد قلل من احتمال قيام الحرب ـ ما رأيك في هذا؟».

أجب على السؤال السابق بوضع علامة ٧ صح أمام أحد العبارات الآتية التي تعبر عن رأيك؟

(أ) موافق ()

(ب) غیر موافق ()

(ج.) محاید

٢ ـ عدم التحيز:

أي يجب أن لا تتضمن أسئلة البحث عبارات أو ألفاظ من شأنها أن تجعل المجيب على السؤال متحيزاً عند إجابته عليها. كالسؤال الموجه للطلبة عن رأيهم في الامتحانات وإلغاء هذه الامتحانات وكالسؤال الموجه للمسلمين عن رأيهم في الإسلام والإجابة على السؤالين معروفة مسبقاً.

٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي للإيحاء:

وهي الأسئلة التي تتضمن في نفس الوقت الإِجابة عليها كأن يوجه للمبحوثين السؤال الآتي:

«هل تريد العمل في العراق وهي البلد الشقيق؟».

أو «هل تغيبت عن العمل بسبب ذهابك للطبيب؟».

ويلاحظ على السؤالين السابقين أنهما لم يتيحا للمبحوث سوى احتمال واحد للإجابة أي الإيحاء إليه بإجابة معينة ومن الأفضل أن تتعدد الاحتمالات لكي تتعدد بالتالي الإجابات. كذلك من المحتمل أن يتدخل الإيحاء في الأسئلة إذا وجهت للمبحوثين في فترة معينة من الزمن تكثر فيها حوادث الطائرات وكثرة عدد الموتى في هذه الحوادث فيوجه السؤال الآتي في الاستبيان:

«ما رأيك في السفر بالطائرات؟».

٤ - تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد:

وهي تلك الأسئلة التي تدخل في صميم العلاقات الشخصية والاجتماعية للمبحوثين وتعتبر تدخلاً أو تطفلاً على هذه العلاقات. وهذه الأسئلة تتناول النواحى الآتية:

العلاقات الجنسية ـ العلاقات النسائية ـ تعاطي المخدرات أو المسكرات ـ الأجور والدخل.

ويمكن للباحث إعداد أسئلته بطريقة غير مباشرة لكي يستطيع المفحوص الإجابة عليها دون تكليف أو إحراج. كما يمكن أن يوجه أسئلته للمبحوث بعد أن تتم الألفة بينهما.

وإلى جانب النواحي السابقة هناك جوانب أخرى يجب أن تراعى عند عمل الاستبيان مثل: أن تكون أسئلة الاستبيان هي تلك الأسئلة الضرورية ويجب تجنب وجود أسئلة لا لزوم لها.

جــ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق:

يراعى قبل الاستخدام النهائي للاستبيان ما يلي:

- ١ ـ مراجعة أسئلة الاستبيان قبل تطبيقها بإجرائها على مجموعة من المبحوثين تتفق في خصائصها ومواصفاتها مع أفراد البحث النهائي وذلك للتأكد من مناسبة الأسئلة واحتمال القيام بحذف أو إضافة أو توضيح بعض الأسئلة بعد هذه المراجعة.
- ٢ ـ مراجعة دراسة الباحثين للاستبيان دراسة شاملة بحيث يكونـوا عارفين
 معرفة تامة بالتعليمات التفصيلية .
- ٣ ـ يجب على الباحثين أن يراجعوا صحة تسجيل البيانات في الاستبيان
 وذلك من ناحية شمول التسجيل لجميع البيانات المطلوبة ومن ناحبة

اكتمال ملء بطاقة الاستبيان والصفحة الحسابية للتسجيل.

عند مراجعة الاستبيان لا يعرض تصحيح الأخطاء المكتشفة بتصحيح ما هو واضح أنه خطأ أو بواسطة إعادة التسجيل. ويتبين الخطأ عندما يكون أحد المبحوثين قد أجاب على السؤال الخاص بالحالة الزواجية في الخانة الخاصة بالعمر. أو عندما تكون وظيفة المبحوث مدرساً أو مهندساً ونجده قد وضع في خانة السن (٥) سنوات فقط ومن الواضح أن الرقم الصحيح هو (٥٠) عاماً وأن المبحوث قد نسي وضع الصفر. ومن الواضح أنه يترتب على عدم مراجعة الاستبيان إلى زيادة أو نقص المعلومات المسجلة على حد سواء.

د ـ تفريغ البيانات:

لا يمكن للباحث أو الدارس أن يفهم شيئاً من الاستبيانات قبل تفريغها لأنه بدون ذلك لن يتسنى له دراستها أو استخلاص النتائج أو تحليلها بالطرق الإحصائية المعروفة ، وتفسيرها من خلال الدراسات الاجتماعية والاقتصادية والنفسية .

ولذلك فلا بد من أن يقوم الباحث بتجميع هذه البيانات المتناثرة المختلفة في شكل كلي متكامل بحيث يستطيع الباحث بمجرد النظر إليها استخلاص الحقائق التي يهدف إليها أساساً من إجراء البحث.

ويقوم الباحثون عادة بعد مراجعتهم للاستمارة من جميع الزوايا وتأكدهم من صحة ما جاء بها بتفريغ المعلومات الموجودة في الاستبيانات في جداول التفريغ الخاصة بذلك.

مثال: تضمنت أحد أسئلة استبيان من الاستبيانات هذا السؤال:

«كم عدد الأميين في القرية؟»

وتم توجيه هذا السؤال للمسؤولين في ٩٥ قرية من قرى مصر فكانت الإجابة على هذا السؤال في كل القرى هي تلك الأرقام:

4 . 5	777	7.4	040	199
**	١٨٣	۱۷۸	700	499
٤١٧	7.9	***	***	۱۸۸
717	178	700	١٨٧	719
٤٣١	107	797	۲۱	77.
Y V 1	١٧	440	771	٩٨
٣٠٥	7 £ 9	757	٣٢٦	1.89
797	100	٥٤	۲۲.	VV0
717	١٧٧	175	771	107
***	177	150	٣.,	۸٧
۲.٧	٣٣	٥١	١	٣.٧
101	۱۸۸	١٧٦	717	149
٨٥	۲1.	149	188	197
11.	78.	317	۱۸٦	77.
**	747	101	Y01	££ Y
0.4	154	711	1447	٣٣٩
199	491	175	717	377
01.	771	707	٣٣٥	7 • £
٦0٠	٤٤٤	7.7	11	***

وواضح أنه على الرغم من قيام الباحث بتفريغ هذه البيانات من الاستبيان إلا أنه لا يكتمل فهم هذه الأرقام إلا بتجميعها ووضعها في جداول على شكل مجموعات وذلك على النحو الآتى:

عدد القرى «التكرارات»	فئات عدد الأميين
٩	١٠٠ فما أقل
Y 7	من ۱۰۱ ـ ۲۰۰
٤٠	من ۲۰۱ ـ ۳۰۰
٨	من ۳۰۱ ـ ٤٠٠
٤	من ٤٠١ ـ ٥٠٠
۸ ٠	٥٠١ فما فوق
90	المجموع

ثالثاً القيم وأنواعها

والباحث على النحو الذي رأيناه في الملاحظة (أرجع للملاحظة كوسيلة من وسائل جمع البيانات) يعطى لكل صفة من الصفات درجة من الدرجات فوجدناه يعطي لشدة العدوان ثلاث درجات، وللعدوان درجتان، وعدم وجود العدوان درجة واحدة، وهذه الدرجات في حد ذاتها تعتبر قيماً Values تخضع للمعالجة الإحصائية.

كما أن الباحث في الدراسات الميدانية أي الدراسات التي يعتمد فيها على مصادر ميدانية قد يستخدم أحد مقاييس الذكاء لو كان بصدد دراسة الفروق في مستوى الذكاء بين البنين والبنات مشلاً، أو قد يستخدم أحد الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل القلق Anxiety أو الاكتئاب Depression لو كان بصدد دراسة موضوع مثل العصاب Neuroses وعلاقته بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على درجات كمية Quantative Score بالنسبة لكل فرد من الأفراد هي بمثابة درجات خام Raw score لأنها لم تخضع للتحليل الإحصائي Statistical والذي سيتبين في الأجزاء القادمة من الكتاب، ففي حالة استخدام اختبار الذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة الذكاء استخدام اختبار الذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة الذكاء خام كما أسلفنا.

١ _ القيم المتصلة:

وتسمى مثل هذه الدرجات التي تم الحصول عليها بالقيم أو الدرجات المتصلة .V Continuous V أي الدرجات التي لا يوجد فاصل حاد بينها وبين بعضها البعض ، فلو طبقنا اختباراً على شخصين حصل أحدهما على ٥٠ درجة والثاني على ٥٥ درجة فإننا نتوقع أن يكون هناك اتصال بين الدرجتين على النحو الآتى:

.(00)-01-07-01(00)

وليس ذلك فقط بل إننا نتوقع أيضاً أن يكون هناك اتصالاً بين كل درجة والدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ٥١ يوجد ١،٥٥، والدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ٥٠، ٩،٥٠، ٩،٥٠، حتى ١٥. وهكذا يتضح لنا الاتصال على النحو السابق بين كل درجة والأخرى . ونجد مثل هذا الاتصال، بشكل أدق لو أردنا قياس السمات الفسيولوجية والسرعة في الجرى . . . إلخ .

٢ _ القيم المنفصلة:

إلا أنه ينبغي أن نعلم أن دراسة الظواهر المتعلقة بالإنسان وبظروفه الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل Continuous dimension . فهناك الكثير من الجوانب أو النواحي التي لا يمكن قياسها قياساً كمياً على النحو السابق ونطلق على هذه النواحي أو الجوانب بالقيم المنفصلة .V Discrete V أي أن كل جانب قائم بنفسه وبذاته ليس له صلة بباقي الجوانب أو النواحي . فإذا أراد باحث معرفة كل من الحالة التعليمية وتقديرات الكفاءة في العمل والحالة الاجتماعية لمجموعة من العمال يقوم بدراستهم نفسياً أو اجتماعياً فإنه يجد توزيع هذه الجوانب على النحو التالي:

وفي الكفاءة في العمل يجد التقديرات:	ففي الحالة التعليمية يجد هناك هذه القيم:
ممتاز جید جداً جید	 ١ - أمي: لا يقرأ ولا يكتب ٢ - يقرأ ويكتب ٣ - إبتدائية ٤ - إعدادية
متوسط أقل من المتوسط ضعيف	۷ ـ إعداديه ۱۵ ـ ثانوية ۱۲ ـ جامعية ۱۷ ـ شهادات عليا

وليس ذلك فقط بالنسبة للحالة التعليمية والكفاءة في العمل بل فإنه يجد في بعض الفئات فئات أخرى ففي الثانوي يجد ثانوية عامة وثانوية صناعية وثانوية تجارية. وكما هو واضح يوجد عدم اتصال بين كل فئة أخرى فلا يوجد بين الأمي والذي يقرأ ويكتب نصف أمي أو يقرأ ويكتب نص نص وهكذا . . .

كما أنه في مثال الحالة الاجتماعية نجد هذه الفئات:

- ١ أعزب.
- ۲ ـ متزوج .
 - ٣ _ مطلق .
 - ٤ _ أرمل .

ويتضح لنا في ذلك المثال أيضاً الانفصال التام بين كل فئة والأخرى.

والخلاصة أن الباحث في مجال دراسته يجد نفسه بصدد نوعين من القيم: قيم متصلة وقيم منفصلة.

التوزيع التكراري

ا ـ توزيع القيم توزيعاً تكرارياً: يعتبر التوزيع التكراري Frequency وسيلة لتجميع الدرجات المتقاربة في فئات أو تصنيفها في أقسام والتوزيع التكراري على هذا النحو يعطى صورة عن توزيع الصفة أو الظاهرة التي يقوم الباحث بدراستها والخصائص المختلفة التي تتميز بها.

ويوضح المثال الآتي هذا الكلام: قام باحث بدراسة للكشف عن القدرة على التذكر Remember لدى مجموعة من الأطفال عددهم خمسون طفلاً وكانت درجاتهم على النحو الآتي:

14	10	11	٦	٨
٦.	٣	٩	١.	١٢
٨	١٨	١٨	۲.	٦
17	۲	17	10	10
19	١٤	٩	17	١٤
*1	11	٥	٨	١٢
10	١.	١٤	11	19
صفر	٩	7	١٣	صفر
١٢	17	۱۷	17	٥
٧	١٢	17	١.	19

والدرجات السابقة بصورتها تلك لا تصلح في تفسير أو دراسة موضوع التذكر، لدى الأطفال على النحو السابق أو في معرفة مدى ملائمة اختبار التذكر الذي استخدمه الباحث لمستوى أعمار الأطفال.

٢ ـ الجدول التكراري: ولهذا يلجأ الباحث إلى وضع هذه القيم في

جدول تكراري يتضمن عدة فئات كل فئة تحوي الدرجات المتقاربة في قيمها. ويشبه الجدول التكراري الفراز الذي يقوم بوضع البرتقال في عدة صناديق حسب حجم البرتقال فيضع مشلاً البرتقال الصغير الحجم في الصندوق الأول والبرتقال المتوسط الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثالث وهكذا. ويتضمن الجدول التكراري ثلاثة أعمدة: العمود الأول خاص بالفئات، والعمود الثاني خاص بالعلامات، والعمود الثالث خاص بالتكرارات. وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة ويطلق على الفرق بينهما بمدى الفئة أي المسافة أو البعد Distance بين بداية ونهاية الفئة ومدى الفئة (أو طول الفئة).

مدى الفئة = الحد الأعلى للفئة _ الحد الأدنى للفئة + ١

أو هي الفرق بين الحد الأدني للفئة والحد الأدني للفئة التي تليها.

ونستطيع وضع الدرجات السابقة في جدول تكراري على هذا النحو متضمناً في أعمدته الثلاث: الفئات والعلامات والتكرارات:

التكرار (ك)	العلامات	الفئات
۲	//	صفر ـ ١
*	//	٣_ ٢
*	//	٤ - ٥
٥	////	٧_٦
٦	M	۹ _ ۸
٦	1744	11.
٦	1744	18-17
V	11 144	10_18
٧	11 144	17-17
٥	////	19 - 14
Y	//	۲۱ – ۲۰
۰۰	لتكرارات مجدك	مجموع ا

ويلاحظ أن الباحث في إعداده للجدول التكراري عند استخدامه في توزيع الدرجات يتبع الخطوات الآتية:

- ١ ـ قام بتحديد أعلى قيمة وأدنى قيمة وأعلى قيمة في المثال السباق
 (٢١) . . . وأدنى قيمة (صفراً) .
- ٢ ـ قام بعد ذلك بتصنيف الدرجات في مجموعة من الفئات كل فئة تشتمل
 على عدد من الدرجات المتقاربة في القيمة مع بعضها البعض.
- ٣ ـ قام في كل فئة بتحديد عدد الأطفال الذين يحصلون على درجات في اختبار التذكر على النحو الآتي:

كم طفل يحصل على درجة ما بين صفر ـ ١ فئة أولى.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٣ فئة ثائية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٤ ـ ٥ فئة ثائثة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٧ فئة رابعة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٨ ـ ٩ فئة خامسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١١ فئة سادسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١١ ـ ١١ فئة ثامنة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ ـ ١٣ فئة ثامنة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ ـ ١٠ فئة تاسعة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٦ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٦ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢٠ ـ ٢١ فئة أثني عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢٠ ـ ٢١ فئة اثني عشرة.

مثلاً: الحد الأول من الفئة الأولى يبدأ من صفر وينتهي عند ١ واحد. ويمثل الجدول الآتي الحدود العليا والحدود الدنيا للفئات:

ت	الفئات	
حدود عليا	حدود دنیا	ف
1	صفر	صفر ـ
٣	*	- Y
o	٤	- £
٧	٦	-٦
٩	٨	- ^
11	1.	-1.
١٣	١٢	- 17
10	1 £	-15
۱۷	17	- ١٦
19	۱۸	- ۱۸
۲۱ .	۲.	_ Y ·

٤ - عند تحديد عدد الأطفال في كل فئة يقوم الباحث بوضع علامة (/) لتعبر عن عدد الأطفال، وكل علامة تشير لطفل واحد وعندما يصل عدد العلامات إلى أربعة كالآتي: /// ويضاف إليها علامة خامسة فإنها توضع على الأربع علامات على النحو الآتي: ///. وتسمى هذه المجموعة من العلامات بالحزمة وتشير إلى مجموعة من الأفراد عددهم خمسة. ويلجأ الباحث لذلك تسهيلاً لعملية العد للتكرارات في النهاية ومنعاً للوقوع في الخطأ.

عنوم الباحث بعد ذلك بترجمة هذه العلامات والحزم إلى أرقام لتوضع في العمود الأخير من الجدول التكراري وهو عمود التكرارات.

٦ ـ يتم جمع كل التكرارات الموجودة أمام الفئات ويجب أن يكون الر

مجموع التكرارات مساوياً لعدد الأشخاص (في مثالنا ٥٠ خمسين طفلاً). فإذا لم يكن مساوياً لعدد الأشخاص يقوم الباحث بمراجعة تصنيفه للدرجات مرة أخرى.

٧ ـ ويتفق معظم الباحثين على إعطاء رمز ك للتكرارات، مجـ ك لمجموع التكرارات، ف للفئة، ع للعلامات

٨ ـ يحسب مركز الفئة بجمع الحد الأدنى للفئة الأولى مع الحد الأدنى
 للفئة الثانية ويتم قسمة حاصل الجمع على اثنين على النحو الآتي:

مركز الفئة = الحد الأدنى للفئة الأولى + الحد الأدنى للفئة الثانية

٩ ـ ويتضح فيما يلى مراكز الفئات في المثال السابق:

مركز الفئة	حساب مركز الفئة	الفئة
1	$=\frac{Y}{Y}=\frac{Y+y}{Y}$	صفر ـ
٣	$= \frac{7}{7} = \frac{7}{7} = \frac{7}{7}$	_ ٢
٥	$=\frac{1}{1}$ $=\frac{7}{1}$ $+\frac{5}{5}$	- £
٧	$=\frac{1\xi}{V}=\frac{\lambda+7}{V}$	_7
٩	$=\frac{1}{1}\frac{1}{1}$	- ۸
11	$=\frac{\lambda}{\lambda\lambda}=\frac{\lambda}{\lambda\lambda+1}.$	- 1 •
۱۳	$=\frac{77}{7}=\frac{12}{7}=\frac{77}{7}$	- 17
10	$=\frac{\gamma'}{\gamma}=\frac{17+1\xi}{\gamma}$	- 1 &
۱۷	$=\frac{18}{7}=\frac{10}{7}$	- 17
19	$=\frac{\gamma \lambda}{\gamma}=\frac{\gamma + 1 \lambda}{\gamma}$	- ۱۸
۲۱	$=\frac{\xi \Upsilon}{\Upsilon}=\frac{\Upsilon \Upsilon + \Upsilon \cdot}{\Upsilon}$	- 4.

١٠ ــ ويلاحظ في الفئة الأخيرة أنه قد تم جمعها مع الفئة المتوقع أن تكون بعدها (وإن لم يكن هناك درجة ٢٢ في المثال السابق) لحساب مركز هذه الفئة.

ولعله قد اتضح في الأذهان فائدة وقيمة توزيع الدرجمات في جدول تكرارى ففي المثال السابق تبينت لنا هذه الحقائق:

- ١ ـ أن معظم الأطفال قد حصلوا على درجات متوسطة في اختبار التذكر.
 فنجد أن عددهم يزداد أمام الفئات ٦، ٨، ١٠، ١٢، ١٤، ١٧ أي أن
 عدد الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ٦ ـ ١٧ يبلغ ٣٧ طفلاً.
- ٢ ـ أن مجموعة صغيرة من الأطفال قد حصلت على درجات منخفضة في الفئات صفر، ٢، ٤ فيبلغ عددهم في هذه الفئات ٦ ستة أطفال وهم الأطفال الذين حصلوا على درجات بين صفر ـ ٥.
- ٣ ـ أن مجموعة صغيرة أيضاً منهم قد حصلت على درجات مرتفعة أو على
 أعلى الدرجات أمام الفئتين ١٨، ٢٠ ويبلغ عددهم سبعة أطفال وهم
 الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ١٦، ٢١.

وبهذا الشكل يتبين أن الجدول التكراري قد أعطى وصفاً لتوزيع درجات اختبار التذكر بين مجموعة من ٥٠ خمسين طفلاً كنا نعجز عن معرفته بدون ذلك.

٣-التكرار النسبي: لا يكتفي الباحث في وصفه لظاهرة من الظواهر بما توصل إليه من توزيعه للقيم الخاصة بها في الجدول التكراري. بل يحتاج إلى جانب ذلك أن يعرف نسبة كل تكرار مقابل لكل فئة إلى التكرار الكلي ويطلق على هذا التكرار بالتكرار النسبي.

3 - التكرار المئوي: وإلى جانب التكرار النسبي يحتاج الباحث إلى معرفة التكرار المئوي أي النسبة المئوية لكل تكرار مقابل لكل فئة من الفئات المختلفة في الجدول. فإذا أراد الباحث مثلاً معرفة النسبة المئوية للأفراد الذين حصلوا على درجات ما بين ٨ - ٩ في الجدول السابق قام بقسمة عدد التكرارات المقابلة لفئة هذه الدرجات على مجموع التكرارات وضرب خارج القسمة × ١٠٠ على النحو الآتى:

 $1... \times \frac{$ تكرار الفئة $}{ مجموع التكرارات } \times$

وفي الفئة ٨ ـ في المثال السابق التكرار المئوي = $\frac{7}{0.0} \times 1.7 = 1.4$

مثال:

فيما يلي أجور مجموعة من العمال بإحدى الشركات عددهم ٥٠ خمسين عاملاً:

ويتضح في الجدول الآتي التوزيع التكراري والتكرار النسبي والتكرار المئوى لهذه الأجور:

التكرارالمثوي	التكرار النسبي	ন	العلامات (ع)	فئات (ف)
%٦	• , • 7 = ~	٣	111	-1.
7.14	$\cdot, \wedge = \frac{q}{o}$	٩	1111111	-10
7.13	\cdot , $17 = \frac{\Lambda}{\alpha}$	٨	11174	_ 7•
7.12	\cdot , $1\xi = \frac{V}{2}$	٧	11 144	- 40
/1 Y	·, \ \ = \ \frac{7}{0}.	٦	1744	-4.
% \ •	· , \ · = <u>o</u>	٥	M	-40
% · ^	$\cdot, \cdot \wedge = \frac{\xi}{\alpha}$	٤	1111	٠ ٤٠
%• ٦	•,•7 = \frac{\pi}{2}	٣	///	- 50
7. • £	$\cdot, \cdot \xi = \frac{Y}{\alpha}$	۲	11	٠٠٠
%• Y	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	_00
%• Y	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{2}$	١	/	-7.
%• Y	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	_70
7.1	بحـ ك نسبي = ١	۰۰	عـد ك	

ويلاحظ في الجدول السابق ما يلي:

١ ـ أن مجـك مساوياً لعدد العمال (٥٠) مما يدل على دقة حساب التوزيع.

۲ ـ أن مجـ ك النسبي واحد صحيح.

٣ _ أن مجموع ك المئوى مائة.

٤ ـ أضاف هذا الجدول بما تضمنه من بيانات جديدة عن التكرار النسبي
 والتكرار المئوى ملامح جديدة عما يريد الباحث دراسته تتمثل في:

أ_معرفة النسب المئوية للأفراد الذين يحصلون على درجة ما. فإذا أراد الباحث أن يعرف النسبة المئوية للأفراد الذين حصلوا على درجات عند الفئة ٣٥ وجد أن نسبيتهم ٨٪.

ب ـ يزيد من توضيح توزيع الأجور بين العمال. فيجيب الجدول

للباحث عن كثير من التساؤلات التي قد تتبادر إلى ذهنه مثل:

١ ـ ما هي النسبة المئوية للأفراد الذين يحصلون على أجور مرتفعة؟
 ٢ ـ ما هي النسبة المئوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة؟
 ٣ ـ ما هي النسبة المئوية للأفراد الذين يحصلون على أجور متوسطة؟

وبطبيعة الحال فإن الإجابة على الأسئلة السابقة والتي توجد في المجدول توجه نظر المسؤولين بالشركة لمعرفة علاقة توزيع الأجور على النحو السابق بالكفاية الإنتاجية كالغياب عن العمل والتمارض والأداء في العمل والوقوع في الحوادث. بمعنى هل النسبة المشوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة كثيري الغياب والتمارض؟. فتقوم الشركة بتحسين أجورهم وحالتهم الاقتصادية للإقلال من غيابهم وتمارضهم. . . المخورة وبذلك نكون قد جنينا فائدة تطبيقية من مجرد توزيع أجور العمال ومعرفة النسب والتكرارات المئوية لذلك التوزيع .

التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الناز ل

١ ـ التكرار المتجمع الصاعد: يحتاج الباحث في كثير من الأحيان أن يحدد من خلال التوزيع التكراري نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين.

وفي الحالة الأولى: أي عندما يريد الباحث معرفة نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين فإنه في هذه الحالة يقوم بتحديد:

أ _ الحد الأعلى للفئة.

ب ـ التكرار المتجمع الصاعد.

ج ـ التكرار المتجمع الصاعد النسبي.

د ـ التكرار المتجمع الصاعد المئوى.

وفيما يلي أحد الجداول التكرارية والتي تمثل درجات ٥٠ خمسين طالباً في اختبار الذكاء اللفظي Verbal Intelligence وقد وضح فيه الحد

كمتجمع صاعدمثوي	كامتجمع صاعدنسب	ك متجمع صاغد	الحدالأعلى للفئة	التكرار	الفئات
٤	٠,٠٤	۲	٤٣,٥	۲	٤٣ _ ٤٠
72	٠,٣٤	۱۷	٤٧,٥	10	٤٧ _ ٤٤
٧٤	٠,٧٤	٣٧	01,0	٧.	۸۱ - ۱۹
9.7	.,97	٤٦	00,0	٩	00_07
١	١,٠٠	۰۰	09,0	٤	09_07
				۰۰	بج

الأعلى للفئة والتكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبي والتكرار المتجمع Cumulative الصاعد المئوي.

وسنقوم بتوضيح كل جزء من أجزاء هذا الجدول وكيفية الحصول عليه:

۱ ـ بالنسبة للعمود الأول وهو عمود الفئات (ف) فقد سبق الكلام عنه وقد وضع به الحد الأدنى والحد الأعلى للفئة ليتسنى الحصول على الحد الأعلى للفئة (العمود الثالث) لمثل هذه التكرارات المتجمعة الصاعدة من خلالهما.

٢ ـ العمود الثاني وبه تكرارات الفئات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأعلى للفئة وقد تم تحديد الحد الأعلى للفئة الأولى بإضافة نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة (وهو ٤٣) والحد

الأدنى للفئة الثانية (وهو ٤٤) إلى الحد الأعلى للفئة الأولى (٤٣) وينضح هذا الكلام فيما يلى:

وبعد حساب الحد الأعلى للفئة الأولى يسهل تحديد الحد الأعلى للفئة للفئات التالية وذلك بإضافة مدى الفئة (وهو هنا ٤) على الحد الأعلى للفئة الأولى فيصير الحد الأعلى للفئة الثانية ٥,٥٠. وللفئة الثالثة ٥,٥٠ وللفئة الرابعة ٥,٥٠ وللفئة الأخيرة ٥,٥٠ كما هو واضح من الجدول.

٤ - العمود الرابع به التكرار المتجمع الصاعد (ك متجمع صاعد). ويحسب التكرار المتجمع الصاعد بوضع التكرار المقابل للفئة الأولى ليكون أول تكرار متجمع صاعد في العمود الرابع وهو هنا التكرار المتجمع الصاعد ٢ ويشير لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥,٤٣، ثم يحسب التكرار المتجمع الصاعد للفئة الثانية بإضافة تكرارها إلى التكرار المتجمع للفئة الأولى. وهكذا يتم حساب التكرار المتجمع لباقي الفئات ويسير ذلك كما يلي:

ك متجمع صاعد	크	ف
Y+====	+ Y	٤٣ - ٤٠
14	+ 10	£Y _ £ £
٣٧ ﴿	۲٠.	۸۵ ـ ۱ ه
٤٦ ــــــ	+ 9	00_07
0.	.	09_07

ويشير التكرار للتجمع الصاعد ١٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥,٧٠٠. ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٣٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥١,٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٤٦ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٥٠ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٠,٥٥٠ وهكذا.

٥ ـ العمود الخامس وبه التكرار المتجمع الصاعد النسبي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات. فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد النسبي للفئة الأولى ٤٠, تم الحصول عليه كما يلى:

7 ـ العمود السادس وبه التكرار المتجمع الصاعد المئوي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات مضروباً في مائة . . . فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد المئوى للفئة الأولى يحسب كما يلى :

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \cdot \times \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}$$

وللفئة الثانية كما يلي:

$$\frac{1}{2}$$

وهكذا باقى الفئات.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد المئوي للنسبة المئوية لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن الحد الأعلى للفئة (في العمود الثالث) فمثلاً التكرار

المتجمع المئوي للفئة الأولى وهو ٤ يشير إلى أن النسبة المئوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٤٣,٥ هي ٤٪ وهكذا. كما يشير التكرار النسبي لنسبة كل تكرار للتكرار الكلي.

٢ ـ التكرار المتجمع النازل: رأينا في الكلام عن التكررا المتجمع الصاعد كيفية الاستفادة منه في البحوث المختلفة وتتركز تلك الاستفادة في معرفة عدد أو نسبة أو النسبة المئوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين. ويحتاج الباحث بالإضافة إلى ذلك معرفة عدد، أو نسبة، أو النسبة المئوية للأفراد الذين تزيد درجاتهم عن حد معين ويكون ذلك من خلال التكرار المتجمع النازل وفي هذه الحالة يقوم الباحث بتحديد:

أ _ الحد الأدنى للفئة.

ب ـ التكرار المتجمع النازل.

جـ ـ التكرار المتجمع النازل النسبي.

د ـ التكرار المتجمع النازل المئوي

وتطبيق هذا الكلام على الجدول التكرار السابق:

التكرار المتجمع النازل المئوي	التــكرارالمتجمع النازل النسبي	التكرار المتجمع الناز ل	الحد الأدنى للفئة	신	ن
100 97 77 77 47	1, · · · , ٩٦ · , ٦٦ · , ٢٦ · , ٨	0. £A TT 1T £	79,0 £7,0 £V,0 01,0	7 10 7. 9	. 3 - T3 2 - V3 2 - V 2 - 0 0 7 - 0 0

ويتضمن الجدول التكراري للتكرار المتجمع النازل نفس الأعمدة الموجودة في التكرار المتجمع الصاعد مع اختلاف في التسمية. ونوضح فيما يلي كيفية الحصول على البيانات الموجودة في كل عمود من الأعمدة السابقة:

١ ـ العمود الأول وبه الفئات حدودها العليا والدنيا.

٢ ـ العمود الثاني وبه التكرارات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأدنى للفئات ويحدد الحد الأدنى للفئة بطرح نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأولى والحد الأدنى للفئة الثانية من الحد الأدنى للفئة الأولى ويتم حساب ذلك كما يلى:

٤٤ أي الحد الأدنى للفئة الثانية - ٤٣ أي الحد الأعلى للفئة الأولى - ٤٠ -

الحد الأدنى للفئة الأولى = ٥,٠ - - ٤٠ = ٥,٣٩

ومتى تم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى على النحو السابق فإنه يتم تحديد الحد الأدنى لكل فئة بإضافة مدى الفئة للحد الأدنى للفئة السابقة فيكون الحد الأدنى للفئة الثانية هو 0, 0 + 2 = 0, 0 والحد الأدنى للفئة الثالثة .

هو ٥, ٣٤ + ٤ = ٥, ٧٤ ، الحد الأدنى للفئة الرابعة . هو ٥, ٧٤ + ٤ = ٥, ٥١ ، والحد الأدنى للفئة الأخيرة . هو ٥, ٥٥ + ٤ = ٥, ٥٥ .

إلى العمود الرابع وهو الخاص بالتكرار المتجمع النازل. ويتم حساب التكرار المتجمع النازل ابتداء من الفئة الأخيرة. فيكون التكرار المتجمع النازل للفئة الأخيرة هو نفس التكرار الأصلي لهذه الفئة. والتكرار المتجمع للفئة التي تليها (٥٢ ـ ٥٠) يكون بإضافة التكرار المتجمع النازل

للفئة السابقة (٥٦ ـ ٥٩) وهو ٤ إلى التكرار الأصلي لهذه الفئة وهو ٩ فيكون التكرار المتجمع النازل لهذه الفئة ١٣ وهكذا باقي الفئات ممكن أن يسير على النحو السابق والنحو التالى:

ك متجمــع ناز ل	श	ف
0· +	Y	٤٣ - ٤ :
* A +	10	٤٧ ـ ٤٤
+	Y.	٥١ - ٤٨
14 +	9	00_07
٤ +	{	70_90

ه ـ والعمود الخامس ويشير إلى نسبة التكرار المتجمع النازل لكل فئة بالنسبة للتكرار الكلي ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ نسبة إلى التكرار الكلي $\frac{6}{10} = 1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot$ وهكذا ويتم حساب نسبة باقي التكرارات إلى التكرار الكلي .

٦ ـ العمود السادس ويشير إلى النسبة المئوية للتكرار المتجمع النازل في كل فئة ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي ثم يتم ضرب الناتج في مائة فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ يكون التكرار المتجمع النازل المئوي له $\frac{\cdot 0}{0.0} \times 1.00 = 1.00$ وهكذا يتم حساب باقي التكرارات.

رابعاً توضيح المعلومات بالرسم

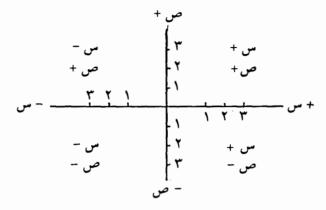
من خلال ما سبق عرضه عن الجدول التكراري تبين ما أضافه هذا الجدول من معرفة لم تكن في إمكاننا أو لدينا قبل إجراء هذا التوزيع . وبالإضافة لذلك نجد أن الباحث لا يكتفي بعرض المعلومات التي جمعها عن الظاهرة التي قام بدراستها في جدول تكراري بل يقوم بتوضيح المعلومات باستخدام أسلوب آخر من أساليب التوضيح وهو الرسم . فالرسم يزيد من توضيح التوزيع أكثر من الاقتصار على الجدول التكراري وحده ، كما أن الرسم بالإضافة لذلك يعطي فكرة عامة عن توزيع القيم بمجرد النظر للرسم .

محاور تمثيل المعلومات بالرسم

يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محوران متعامدان وهما: المحور الأفقي ويطلق عليه المحور السيني. المحور الرأسي ويطلق عليه المحور الصادي.

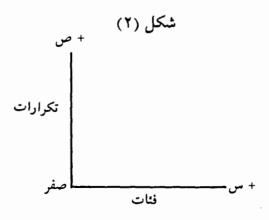
-ويتضح هذان المحوران في الشكل رقم (١) الآتي :





ولكل محور من المحورين السابقين طرفين أحدهما سالب والآخر موجب. كما أن منطقة التقاء المحورين هي المنطقة الصفرية التي يبدأ عندها توزيع الدرجات سواء كان ذلك بصورة موجبة (الطرف الموجب) أو بصورة سالبة (الطرف السالب).

ونظراً لأن أغلب موضوعات هذا المنهج «مبادىء الإحصاء» تقوم على أساس استخدام متغير واحد فقط One Variable فإننا لن نحتاج في توضيح المعلومات بالرسم سوى لجزء واحد فقط من أجزاء الرسم السابق وهو الجزء س + ، ص + والذي يتمثل في الشكل رقم (٢)



ويتم وضع الفئات على المحور السيني، والتكرارات على المحور الصادي وفي العادة يكون تمثيل المعلومات بالرسم على ورق مربعات فتمثل كل فئة بواحد سنتيمتر، وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً، لكن ذلك يتغير حسب عدد الفئات وحسب أكبر تكرار في الجدول التكراري من جهة وحسب المساحة التي سيتم توضيح الرسم عليها من جهة أخرى.

طرق توضيح المعلومات بالرسم

هناك عدة طرق يستخدمها الباحثون لتوضيح المعلومات والبيانات آلتي يحصلون عليها من بحوثهم وهذه الطرق هي:

- Frequency Polygon _ المضلع التكراري ١
 - ۲ ـ المنحني التكراري Frequency Curve
- ۳ ـ المدرج التكراري Frequency Histogram
- Ascending Cumulative Curve المنحنى المتجمع الصاعد
- o _ المنحنى المتجمع النازل Descending Cumulative Curve
- ٦ المنحنى الاعتدالي النموذجي. Normal Distribution Curve

١ ـ المضلع التكراري

يستخدم نفس الأساس السابق الكلام عنه في رسم المضلع التكراري. ونورد فيما يلي مثالاً لدراسة أجراها أحد الباحثين على مجموعة من تلاميذ التدريب المهني عددهم ٥٠ تلميذاً مهنياً Apprenticeship بهدف قياس مهارة الأصابع : الأصابع Finger dexterity باختبار أوكونر Oconer لمهارة الأصابع:

ويوضح الجدول الآتي توزيع هذه الدرجات والتكرار النسبي والتكرار المئوي لهذه الدرجات وذلك تمهيداً لرسم المضلع التكراري.

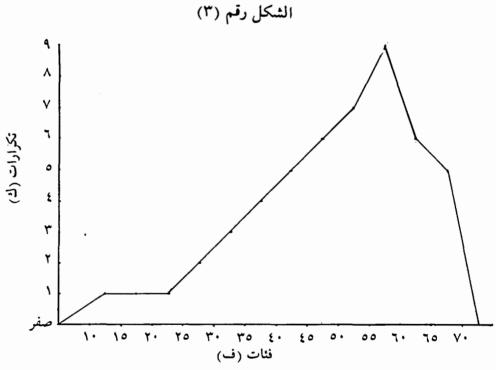
ك مئوي	ك نسبي	<u>ئ</u>	ع	ٺ
% Υ	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	- 1 •
٧٢٪	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	_ 10
%۲	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	- Y •
7. ٤	$\cdot, \cdot \xi = \frac{\gamma}{\circ}$	۲	//	_ 70
%٦	\cdot , $\cdot 7 = \frac{V}{o}$.	٣	///	- ٣٠
% A	$\cdot, \cdot \wedge = \frac{1}{0}$	٤	1111	_40
٪۱۰	\cdot , \cdot = $\frac{o}{o}$.	٥	Ш	- ٤٠
٪۱۲	\cdot , $Y = \frac{7}{0}$	٦	1441	_ ٤0
7.12	\cdot , $1\xi = \frac{V}{2}$	٧	11411	_0•
7.14	\cdot , $1 \wedge = \frac{9}{2}$	٩	111141	_00
%1 Y	·, \ \ = \frac{7}{2}	٦	1411	- ۲۰
% 1 •	$\cdot, \cdot = \frac{0}{0}$	0	LHT	_ 70
%\ •••	١,٠٠	٥٠	بجك	

ولتمثيل المعلومات السابقة في الجدول بيانياً يقوم الباحث بتحديد النواحي الآتية:

١ ـ عدد الفئات وهي في المثال السابق ١٢ اثني عشر فئة.

٢ ـ أكبر تكراز في الجدول هو التكرار ٩.

ويفيد تحديد هاتين الناحيتين في إعطاء كل فئة أو كل تكرار واحد سنتيمتر أو أكثر من ذلك. أو تمثيل كل تكرارين أو كل ثلاث تكرارات أو كل أربعة تكرارات أو كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر حسب المساحة الموجودة.



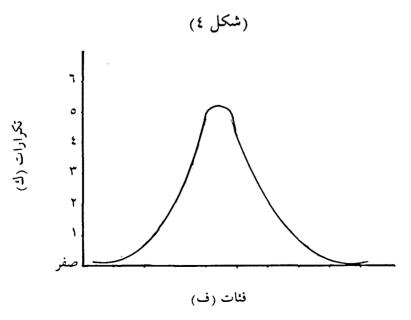
ويلاحظ أنه قد اتبع في رسم المضلع التكراري الخطوات الأتية: ١ ـ مثلت الفئات على المحور السيني (ف) والتكرارات على المحور الأفقى (ك). ٢ ـ مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً.

٣ ـ وضعت نقطة حولها دائرة فوق منتصف الفئة (مركز الفئة). وأمام
 التكرار المقابل لهذه الفئة. والسبب في وضع النقطة في مركز الفئة وليس
 فوقها مباشرة هو أن التكرار موزع على مدى الفئة كلها.

٤ - تم توصيل النقطة بعضها بالبعض الآخر بخطوط مستقيمة ابتداء من الصفر، وتم إسقاط النقطة التي تعبر عن آخر تكرار على الفئة التالية للفئة ٦٥ - وهي الفئة ٧٠ - .

أ ـ تعديل المضلع التكراري Smoothing of Polygon

نجد في الشكل (٣) أنه لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النموذجي المنحنى المنحنى الله عندالي النموذجي Normal Distribution Curvue أي المنحنى الذي يشبه الجرس تقريباً وفيه توجد الأغلبية في الوسط وأقلية في كل من الطرفين كما يتضح في الشكل (٤) التالي:



ب _ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحنى الاعتدالي :

وينشأ عدم تطابق أو تقارب المضلع التكراري (أو المنحنى المدرج التكراري) من المنحنى الاعتدالي لعيوب في:

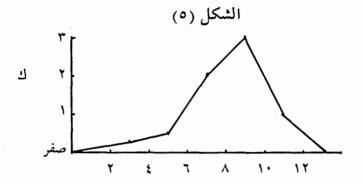
أ ـ اختيار العينة Sample التي طبق عليها البحث.

ب ـ الاختبار الذي طبق على أفراد العينة.

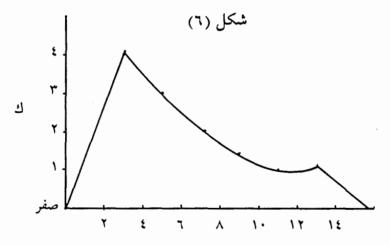
جـ ـ طبيعة توزيع الصفة أو السمة أو المهارة أو الاتجاه الـذي يتـم قياسه .

أ ـ العينة: فبالنسبة للعينة فمن المحتمل أن لا تكون ممثلة Representative تمثيلاً مناسباً للمجتمع الأصلي Population التي اختيرت منه، ولعدم اتباع القواعد المعروفة في اختيار العينات، أو لعدم استخدام أحد طرق الاختيار كالطريقة العشوائية Random sample حيث يتوفر فيها عدم التحيز Unbiased ، أو الطريقة المقيدة Controlled Sample والتي تكون فيها العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة العطبقية Stratified Sample.

بـ الاختبار: أما بالنسبة للاختبار فمن المحتمل أن لا يكون مناسباً لمستوى تعليم وأعمار أفراد العينة فإذا كان الاختبار أقل من مستوى أفراد العينة توقعنا أن يجيب عليه معظم الأفراد إجابات سليمة وقلة منهم هم الذين يفشلون في حل أسئلة الاختبار ويحصلون علي درجات منخفضة ويكون مضلع (أو منحنى أو مدرج) توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الكبيرة ويوصف بأنه سالب الالتواء Negatively Skewod كما في الشكل (٥).



أما إذ كان الاختبار أعلى من مستوى الأفراد (أي صعباً) فإننا نتوقع أن يحصل عدد قليل منهم على درجات مرتفعة وباقي الأفراد على درجات منخفضة ويكون مضلع توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الصغيرة أي موجب الالتواء Positively Skewed كما في الشكل (٦).



جـ طبيعة الصفة المقاسة: وقد ينشأ العيب في المضلع لأن طبيعة توزيع السمة المقاسة أو الاتجاه المقاس في المجتمع تسير في هذا الاتجاه وعلى هذا النحو. فلو قام باحث بقياس الذكاء لدى مجموعة من ضعاف العقول Mental Defective فإن النتيجة تكون على شكل توزيع تكراري موجب الالتواء كما في الشكل (٤) لأن معظمهم سيحصلون على درجات منخفضة في الذكاء.

جـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع.

وبناءاً على ما سبق، ونظراً لأن الباحث الذي يقوم بإجراء دراسة علمية تقابله كثير من الصعوبات والمعوقات التي تحول دون أن يقوم بضبط شروط وظروف بحثه أو تجربته ضبطاً تاماً، وخاصة وأن موضوع الدراسة نفسه وهو الإنسان يتغير من حين لآخر، ويعيش في عالم متغير متحرك لا نستطيع أن نصفه بالثبات أو الجمود. لذبلك يلجأ الباحث إلى عمل تسوية Smoothing للمضلع وهذه التسوية عبارة عن إجراء تعديل للتوزيع لعزل العيوب التي به من التواءات أو تعدد القمم Multimodal Curve والتي نتجت كما سبق أن قلنا من تدخل عوامل لم يستطع الباحث أو المجرب التغلب عليها أو ضبطها من البداية.

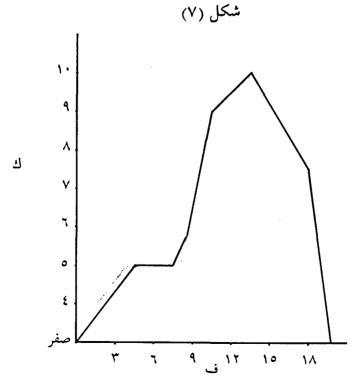
مثال لتعديل المضلع: أجرى باحث اختباراً لقياس القدرة على الفهم لدى مجموعة من الأفراد عددهم ٣٦ ستة وثلاثين فرداً فكانت درجاتهم كما يلي:

٩	١.	٧	٦	۱۳	١٤	10	٧	10
١٥	۱۳	10	٥	۱۳	٧	11	٨	١.
١٤	١٤	١٤	٣	10	٩	11	٣	11
10	10	۱۳	٤	١١	١.	۱۳	٤	۱۳

وأول ما نقوم بإجرائه هو توزيع القيم السابقة في جدول تكراري، وذلك بتحديد أدنى قيمة وأعلى قيمة، وأعلى قيمة هنا هي (١٥) وأدنى قيمة هي (٣). ونحدد مدى للفئة بثلاثة. وبذلك يكون الجدول التكراري لتوزيع الدرجات السابقة كما يلي:

<u>5</u>]	ع	ف
0	M	_٣
o	M	-7
٩	11111	_9
١.	MH MH	- 17
٧	11 144	_ 10
٣٦	٤ ـ ج	

فلو قمنا بتمثيل الجدول السابق باستخدام المضلع التكراري لوجدناه كما في الشكل الآتي (رقم ٧) ويلاحظ عليه وجود قمتان كما أنه ملتوي التواء موجباً.



والأسلوب المستخدم في عملية تعديل المضلع السابق يطلق عليه اسم المتوسطات المتحركة Runing or moving average وسنقوم بتطبيق عملية التعديل هذه على المثال السابق ثم نذكر بعدها مباشرة الخطوات التي سرنا عليها.

ك بعد التعديل	المتوسطات المتحركة	4	ٺ
		(صفر)	
1, TV = 1, T	<u>صفر + صفر + ٥ _ ٥ _</u> - _ ٣	صفر	(صفر ـ)
7,77 = 7 1	= \frac{1 \cdot - 0 + 0 + 0}{\pi} = \frac{1 \cdot - 0}{\pi} = \frac{1}{\pi}	٥	- ٣
7 , 44 = 7 1 . T	$=\frac{19}{\pi}=\frac{9+0+0}{\pi}$	٥	٦-
Λ = Λ, • •	$=\frac{\gamma\xi}{\gamma}=\frac{\gamma\cdot+\alpha+q}{\gamma}$	٩	_ ٩
$\wedge, \forall \vee = \wedge \frac{\gamma}{\gamma}$	$=\frac{r}{r}=\frac{r}{r}$	١.	-17
0,7V = 0 Y	$=\frac{1V}{r}=\frac{-\frac{1}{2}}{r}$	٧	-10
$Y, WW = V_1 \frac{1}{W}$	$\frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla}{\nabla} + \frac{\nabla}{\nabla} + \frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla}{\nabla}$	صفر (صفر)	(-14)
٣٦		77	بج

خطوات التعديل:

١ ـ تم عمل جدول تكراري تركت فيه خانتين في أعلاه وخانتين في أسفله (سطران في أعلى وسطران في أسفل الجدول).

٢ ـ افترض وجود فئة ـ في أول الفئات (صفر ـ) وفئة في نهاية الفئات
 (١٨ ـ) كما في العمود الأول من الجدول السابق .

وهذا الافتراض قائم على أساس تضمن العينة لأفراد حاصلين على درجات أدنى، وأفراد حاصلين على درجات أعلى مما في التوزيع الناتج عن الدراسة.

٣ ـ تم وضع تكرار قيمته صفراً أمام كل فئة من الفئتين الفرضيتين
 السابقتين كما في العمود الثاني من الجدول السابق أيضاً.

٤ - وضع في بداية ونهاية الجدول تكرارين صفريين آخرين. التكرار الأول قبل تكرار الفئة الفرضية صفر - والتكرار الثاني بعد تكرار الفئة الفرضية ١٨-

م ابتداء من الفئة الفرضية الأولى (صفر ـ) جمع كل ثلاث تكرارات معاً وقسمة حاصل الجمع على ثلاثة وهو عدد التكرارات ويكون خارج القسمة وهو التكرار بعد التسوية فمثلاً في الفئة الأولى:

تم أخذ التكرار المقابل لها (صفر) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالى (٥) كما يلى:

$$1,77 = 1 + \frac{7}{7} = \frac{0}{7} = \frac{0}{7} = \frac{0}{7} = \frac{1}{7} = 1$$
 الفئة صفر – = 0.7 الفئة

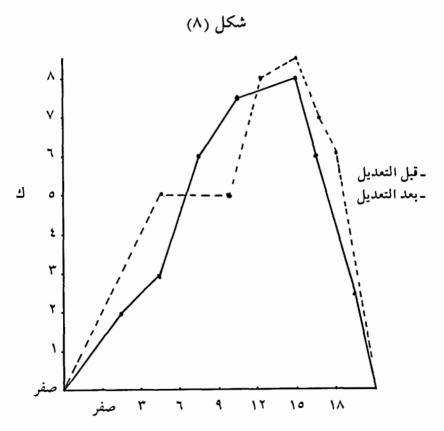
ومن الفئة ٣ ـ تم أخذ التكرار المقابل لها مباشرة (٥) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي لها (٥) كما يلي :

٦ ـ يلاحظ تحويل الكسر الاعتيادي إلى كسر عشري لسهولة التعامل
 عند جمع التكرارات بعد عملية التسوية . ويتفق عند عملية التحويل هذه أن

يساوي الثلث في خارج القسمة ٣٣, • والثلثين ٦٧, • ليكملا معاً واحد صحيح.

٧ ـ ويلاحظ أيضاً أن يكون مجموع التكرار بعد التعديل مساوياً
 للتكرار قبله، ويتم التغاضي عن الفروق الصغيرة.

٨ ـ يُرسم المضلع التكراري للتكرارات قبل وبعد التعديل في شكل واحد شكل رقم (٨) لنستطيع المقارنة بينهما في وقت واحد. ويلاحظهنا أنه
 لا بد من عمل حساب مسافات للفئتين الفرضيتين الفئة صفر ـ ، والفئة ١٨ ـ .



٩ ـ وهكذا يتبين من شكل (٨) أن المنحنى بعد التعديل قد تخلص من
 كثير من العيوب الموجودة به كالالتواء وتعدد القمم واقترب من المنحنى
 الاعتدالي النموذجي .

د ـ المقارنة بين توزيعين تكرارين باستخدام المضلع التكراري:

أحياناً يجري الباحث دراسته على أكثر من مجموعة مثل البنين، والبنات، والرجال، والإناث. . . إلخ. ويحتاج لعقد المقارنات المختلفة بين كل مجموعة وأخرى للكشف عن طبيعة توزيع الدرجات في تلك المجموعات.

ويلجأ الباحث للتوصل إلى ذلك إلى الرسومات البيانية لتعطيه فكرة سريعة عن ذلك أي عن الفرق بين المجموعتين في توزيع الصفة. إلا أن عينات الباحث لا تكون جميعها متساوية العدد، فهل يعقد مقارنة بين مجموعتين أحدهما عددها ٥٠٠ خمسون طفلاً والأخرى عددها ٥٠٠ خمسمائة دون أن يجري أي معالجات على التوزيع التكراري لهما؟ وسواء كان ذلك في حالة اختلاف العدد في المجموعتين بين توزيعين تكرارين أم في حالة عدم اختلافه.

وسنرى فيما يلي مثالين للمقارنة بين توزيعين تكرارين في كل حالة من هذه الأحوال:

١ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

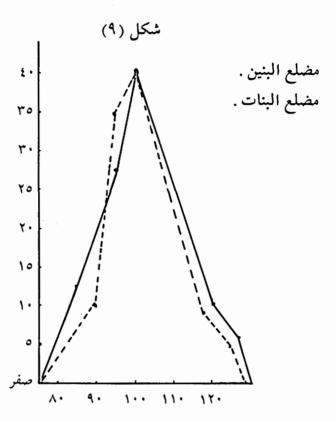
أجرى باحث اختباراً للذكاء على مجموعتين من البنين والبنات وعدد البنين ٢٠ طالباً، وعدد البنات ٢٠ طالبة فكان توزيع الدرجات كما في الجدول الآتى:

المجموعة الأولى (بنين)				
% 5	1	ف		
$1 Y = 1 \cdots \times \frac{r}{r_0}$	٣	-۸۰ ,		
$Y \wedge = 1 \cdot \cdot \times \frac{V}{V_0}$	٧	٠٩٠		
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \cdot \frac{1}{r_0}$	١٠	-1		
$17 = 1 \cdot \cdot \times \frac{r}{r_0}$	٣	-11•		
$\Lambda = 1 \cdot \cdot \times \frac{\Upsilon}{\Upsilon_0}$	۲	- ۱۲۰		
مجـك٪ ١٠٠	۲0	بجـك		

المجموعة الثانية (بنات)				
% <u>?</u>		ن		
$1 \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{Y}{Y}$	۲	-1.		
$ro = 1 \cdot \cdot \times \frac{V}{V}$	٧	-9.		
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{\Lambda}{Y}$	٨	-1		
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{\gamma}$	۲	-17.		
$o = 1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{1}$	١	-17.		
عجه ك ٪ ۱۰۰	۲٠	٤ ـ ج		

ويلاحظ أنه قد تم تحويل التكرارات في المجموعتين إلى تكرارات مئوية وذلك لكي يتم توحيد مجموع التكرارات فيهما وبعد ذلك تصبح المقارنة بالرسم بين المجموعتين ممكنة.

فيما يلي المضلع التكراري لكل من المجموعتين في رسم واحد وهو الشكل (رقم ٩) ليسهل المقارنة بينهما.



٢ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة تساوي مجموع التكرارات فيه .

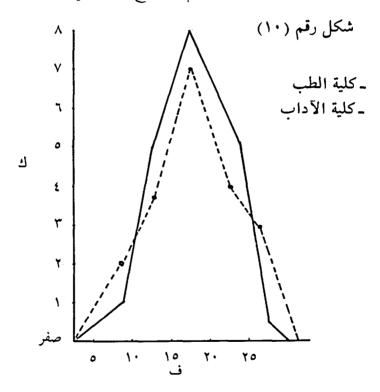
وفي الأحوال التي يجد الباحث نفسه إزاء عقد مقارنة بين مجموعتين متساويتين في مجموع التكرارات (أي في عدد أفراد العينة) فأنه لا يلجأ لتحويل التكرارات إلى تكرارات مئوية كما في الحالة السابقة ، بل يقوم بعقد المقارنة بين المجموعتين ويستحسن أن يكون ذلك في رسم واحد لتسهل عملية المقارنة .

ولتوضيح ذلك الكلام نضرب المثال الآتي:

ففي دراسة على مجموعتين متساويتين من طلبة الطب، وطلبة كلية الأداب عن اتجاهاتهم نحو شعوب العالم قام الباحث بتوزيع القيم والدرجات التي حصل عليها الطلاب في الجدول التكراري الآتي:

عدك	- 40	- ۲۰	-10	-1.	_ 0	ف
٧٠	١	0	٨	0	١	ك طلبة الطب
٧٠	٣	٤	٧	٤	۲	ك طلبة الأداب

ويلاحظمن الجدول السابق أن مجموع التكرارات (مجـك) في كل من المجموعتين من الطلبة واحد وهو ٢٠ عشرون وكذلك ـ وكما سبق أن بينا ـ لا يلزم تحويل هذه التكرارات إلى تكرارات مئوية . ويبين الشكل (١٠) المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع التكراري .



فإنه لا يمكن المقارنة بينهما باستخدام مضلعين في رسم واحد وذلك لأن لكل مجموعة فئات تختلف عن المجموعة الأخرى ويقتضي ذلك عمل مضلع منفصل لكل منهما.

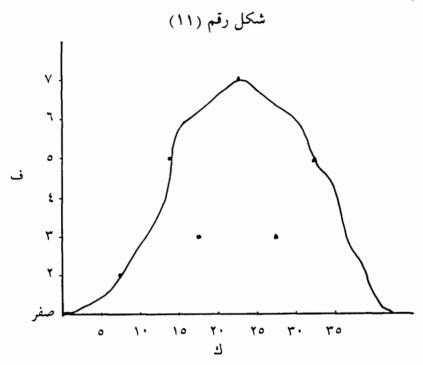
٢ ـ المنحنى التكراري

المنحنى التكراري أحد وسائل تمثيل المعلومات والبيانات بالرسم .
ولا يختلف المنحنى التكراري عن المضلع التكراري في طريقة رسمه إلا في
حالة توصيل النقط الممثلة للتكرارات بعضها بالبعض الآخر. ففي حين يقوم
الباحث بتوصيل النقط بعضها ببعض مستخدماً القلم والمسطرة في حالة
المضلع التكراري ودون أن يترك أي نقطة من النقط فإنه في حالة المنحنى
التكراري يقوم مستخدماً القلم فقط بتوصيل النقط القريبة بعضها ببعض
متغاضياً عن النقط البعيدة سواء كانت مرتفعة أو منخفضة . و بطبيعة الحال فإن
الخطوط التي يقوم الباحث باستخدامها لتوصيل النقط بعضها ببعض تأخذ
شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء
شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية لدرجـات ٢٥ طالبـاً في اختبـار المفردات.

<u>ك</u>	ڣ
۲	د ـ
٥	-1.
٣	- 10
٧	- 4.
٣	_ 70
	- ٣٠
70	ئے۔ج

والمنحنى التكراري الـذي في الشكل (١١) التالـي يمثيل التـوزيع السابق.



ويلاحظ على المنحنى السابق أنه قد تم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين للفئات ٥-، ١٠، ٢٠، ٢٠- ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٥-، ٢٠ نظراً لأنهما يمثلان نقاطاً منخفضة تؤثر في الشكل العام للمنحنى لو تم توصيلهما بباقي التكرارات.

تعديل المنحنى التكرارى:

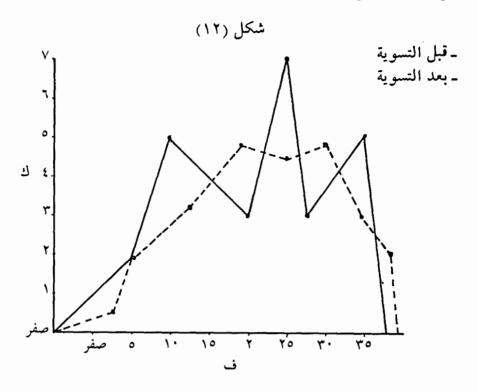
تتبع أيضاً نفس الطريقة التي اتبعت في تعديل المضلع التكراري أي باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي تعديل المثال السابق:

ك بعد التعديل	التسوية بالمتوسطات المتحركة	4	ف
		(صفر)	
۰,٦٧	$=\frac{\Upsilon}{\pi} = \frac{\Upsilon + obj(+ \Upsilon)}{\pi} = \frac{\Upsilon}{\pi}$	صفر	(صفر ـ)
۲,۳۳	$= \frac{V}{T} = \frac{V}{T} = \frac{V}{T}$	۲	_ 0
٣,٣٣	$= \frac{\pi}{1 \cdot \alpha} = \frac{\pi}{\pi + \chi + \alpha}$	٥	-1.
٥,٠٠	$= \frac{10}{7} = \frac{V + 0 + 7}{7}$	٣	-10
٤,٣٣	$= \frac{1\pi}{r} = \frac{r + r + \sqrt{r}}{r}$	٧	_ Y ·
٥,٠٠	$= \frac{1}{m} = \frac{0 + V + W}{m}$	٣	_ ۲٥
۲,٦٧	$= \frac{\Lambda}{\Psi} = \frac{\alpha + \Psi + \alpha}{\Psi}$	o	-4.
١,٦٧	$= \frac{0}{m} = \frac{0}{m} = \frac{0}{m} = \frac{0}{m}$	صفر	(- ٢٥)
		(صفر)	(صفر)
۲٥, ٠٠		70	عدك

ويلاحظ اتباع نفس القواعد التي سبق اتباعها في تعديل المضلع التكراري كما يلاحظ أن مجموع التكرارات بعد التعديل هو نفسه مجموع التكرارات قبل التعديل مما يشير إلى صحة ودقة عملية حساب التعديل باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي الشكل (١٢) الذي يمثل المنحنى التكراري للتوزيع السابق قبل و بعد التعديل.



ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

ويحدث أحياناً عدم تساوي مجموع التكرارات سواء أكان ذلك في المضلع أو المنحنى أو المدرج عندما يكون الباحث مثلاً بصدد إجراء دراسة عن الفروق بين الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين General Information في المعلومات العامة General Information (أحد اختبارات الذكاء الفرعية). ولنفترض مثلاً أنه بدأ بدراسة الأطفال الريفيين وعددهم ٢٥ خمسة وعشرين طفلاً ثم قام بعد ذلك بدراسة الأطفال الحضريين، فإن عليه عند القيام بدراسة هؤلاء الأطفال (الحضريين) أن يختارهم من نفس

مستوى العمر والتعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي Socio-economic للأطفال الريفيين. وفي مثل هذه الأحوال لا يستطيع الباحث أن يجد عدداً من الأطفال الحضريين بنفس مستوى عمر وتعليم ومستوى اقتصادي الأطفال الريفيين. فيصبح لديه في نهاية الأمر ٢٥ طفلاً ريفياً، ٢٠ عشرين طفلاً حضرياً (من المدنيين) وعندما يطبق عليهم اختبار المعلومات العامة هذا يكون لديه بعد تصحيح الاختبار Raw Score خمسة وعشرين قيمة أو درجة خام Raw Score هي درجات الأطفال الحضريين.

ويمثل الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعتين من الأطفال على اختبار المعلومات العامة.

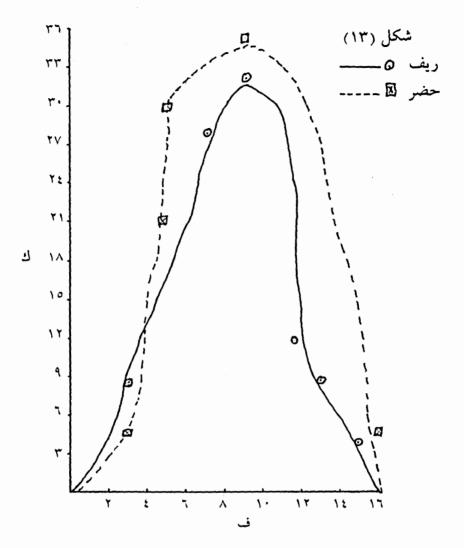
تكرارا لأطفال الحضريين	تكرار الأطفال الريفيين	ف
١	۲	_ Y
٦	۲	- £
٤	٧	-٦
٧	۸	- ٨
صفر	٣	- 1 •
١	7	-17
١	١	- 1 ٤
۲٠	۲0	<u> </u>

ولكي نستطيع المقارنة بين هاتين المجموعتين باستخدام المنحنى التكراري، نقوم أولاً بتحويل تكرار كل مجموعة لتكرارات مئوية وذلك لتوحيد مجموع التكرارات فيهما.

وفيما يلي الجدول الذي يمثل التكرارات الأصلية والتكرارات المئوية للمجموعتين:

التكرارات المئوية للحضريين	تكرارات الأطفال الحضريين	التكرارات المثوية للريفيين	تكرارات الأطفال الريفيين	ن
٥	١	٨	۲	- Y
٣٠	٦	٨	٠٢	٤ -
٧.	٤	7.7	٧	٦ -
70	٧	٣٧	٨	- ^
	صفر	١٢	٣	-1.
٥	\	٨	۲	- 17
٥	\	٤	١	- ١٤
١	۲.	١٠٠	70	غ ج

وفيما يلي المنحنى التكراري (شكل ١٣) الذي يمثل التوزيعين التكرارين لمجموعتي الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين والتكرارات المثلة على المحور الصادي والتكرارات المئوية. وسنمثل كل ١سم (واحد سنتيمتر) بخمس تكرارات.



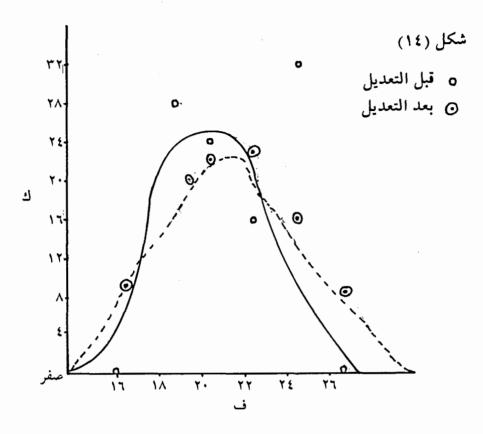
ويلاحظ على هذا الرسم أن المنحنى الخاص بالأطفال الريفيين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المئوية المقابلة للفئات ٤ - ، ١٠ - وفي المنحنى الخاص بالأطفال الحضريين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارت المئوية المقابلة للفئات ٦ - ، وبالنسبة للأطفال الريفيين تغاضينا عن التكرارات المئوية المقابلة للفئات ٤ - ، ١٠ - . وليس خاف على أذهاننا أن تلك النقط الممثلة للتكرارات والتي تغاضينا عنها عند رسم المنحنى راجعة إلى عيوب تتمثل أما

في الاختبار، أو في اختبار العينة، أو أنه راجع لطبيعة السمة نفسها. ولذلك فإنه من الممكن إجراء تسوية لهذه التكرارت المئوية.

جـ ـ تعديل التكرارات المئوية: كما سبق أن تبين في الفقرة السابقة من وجود عيوب في المنحنى التكراري المئوي كما يحدث في المنحنى التكراري (قبل تحويل تكراراته لتكرارات مئوية) وكما سبق أن تبين لنا أيضاً أنه في هذه الأحوال يتم عمل تعديل للمنحنى التكراري فإنه من الممكن أيضاً عمل تعديل للتكرارات المئوية وفيما يلي جدول تكراري يمثل توزيع أعمار من طلبة قسم العمارة بكلية الهندسة والتكرارات المئوية والمتوسطات المتحركة لهذه التكرارات المئوية .

ك / بعدالتعديل	متوسطات متحركة التعديل	ك ٪مئوي	1	ف
		(صفر)		
٩,٣٣	$\frac{\Delta \dot{u}}{\Delta \dot{u}} = \frac{1}{2} P$	صفر		(-17)
17,55	$\frac{1}{m} = \frac{1}{m} = \frac{1}{m} = \frac{1}{m}$	۲۸	٧	. – ۱۸
YY,7V	77 <u>7</u> = <u>7</u> = <u>17 + 77 + 78</u>	7 £	٦	- ۲۰
78,	$Y\xi = \frac{\gamma \gamma}{m} = \frac{\gamma \gamma + \gamma \xi + \gamma \gamma}{m}$	١٦	٤	- 77
17,	۲۲ + ۱۲ + صفر = ٤٨ = ١٦	44	٨	- ۲٤
10,77	۳ مفر + ۳۲ + صفر = ۳۲ <u>=</u> ۱۰, ۱۷	صفر		(- ٢٦)
	٣ ٣	(صفر)		
1,	مجـ ك مئوي بعد التسوية	١٠٠	70	بحدك

وفيما يلي المنحنى التكراري شكل (١٤) للتكرارات المئوية قبل وبعد التعديل:



ويلاحظ في الرسم الموجود بشكل (١٤) أنه قد تم التغاضي عن التكرارات المقابلة للفئتين ١٨ ـ ، ٢٤ ـ عند رسم منحنى التكرارات المئوية قبل التسوية .

د ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة تساوي مجموع التكرارات:

يتم رسم المنحنى مباشرة دون تحويل التكرارات إلى تكرارات مئوية كما يمكن رسم منحنى التوزيعين معاً في رسم واحد إذا كانا متفقين في الفئات أي لهما نفس الفئات أما إذا كان كل توزيع له فئاته الخاصة به سواء من حيث المدى أو العدد فإنه من الضرورة عمل كل توزيع خاص. ويبين التوزيعين التكرارين التاليين توزيع درجات مجموعتين من عمال النسيج

على أحد اختبارات تمييز الألوان Color Discrimination Test وعدذ العمال. في كل مجموعة ٤٠ عاملاً وهما مختلفان في عدد الفئات وفي مدى الفئة:

<u></u> <u></u>	ن	
۲	۳ – ۳	
ļ. \	۳ ـ	
10	_ 9	
11	- 17	
1 1.	-10	
١	- ۱۸	
٤٠	نا ج	

4	ف	
\	_ 0	
١ ١	-1.	
١٨	-10	
10	_ 7.	
٣	_ 70	
٣	-4.	
٤٠	ئے۔	

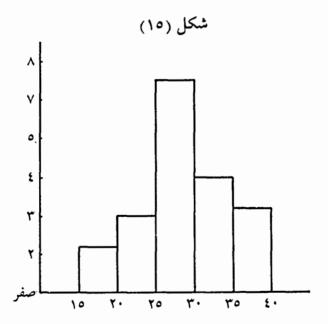
ويتم رسم المنحنى التكراري لهاتين المجموعتين كما سبق أن ذكرنا كما أنه من الممكن عمل تسوية لتكرارات كل مجموعة باستخدام المتوسطات المتحركة.

٣ ـ المدرج التكراري

يختلف المدرج التكراري عن كل من المنحنى والمضلع التكراري في أنه في حين يكون تمثيل التكرار في كل من المنحنى والمضلع بنقطة في مركز الفئة فإنه في المدرج يمثل التكرار بمستطيل يرسم على الفئة كلها من بدايتها إلى نهايتها.

فيما يلي جدول تكراري لتوزيع مستوى الأداء في العمل لدى مجموعة من الموظفين الكتابيين موظفاً:

2	ن	
۲	- 10	
٣	_ Y •	
٨	_ 70	
٤	- 4.	
٣	-40	
۲٠	بحد ك	



أ ـ تعديل المدرج التكراري: يتم التعديل (كما في المنحنس والمضلع) باستخدام المتوسطات المتحركة. وفيما يلي توزيع تكراري لدرجات مجموعة من الأحداث الجانحين عددهم ٢٠ جانحاً على اختبار الاكتئاب.

1	ف
Y	-٣
٣	- ٤
۲	- 7
٦	- ۸
۲	-1.
	- 17
٧٠	<u> </u>

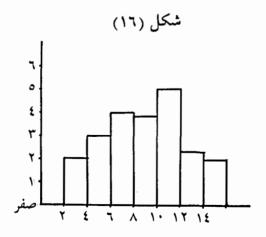
وواضح من التوزيع السابق وجود ثلاث قمم مرتفعة وقمتين منخفضتين أما القمم المرتفعة فهي التكرارات المقابلة للفئات ٤ ـ ، ٨ ـ ، ١٢ ـ .

أما القمم المنخفضة فهي التكرارات المقابلة للفئات ٦ ـ ، ١٠ ـ .

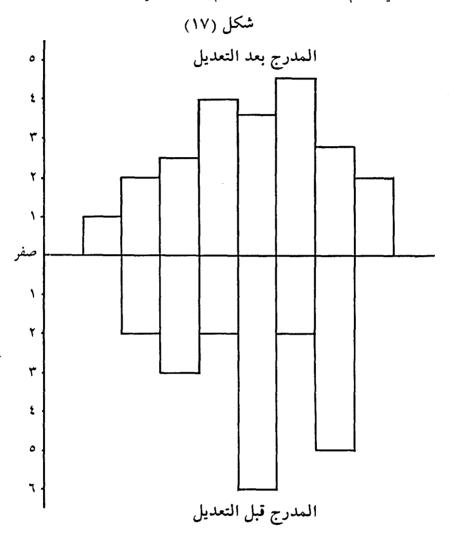
ولما كانت هذه الارتفاعات والانخفاضات المتمثلة في التكرارات تمثل عيوباً في التوزيع راجع للعينة أو للاختبار. . . إلخ . وجب على الباحث عمل تسوية لها للتخلص منها . وفيما يلي تسوية لهذه التكرارات بالمتوسطات المتحركة:

ك معدل	المتوسطات المتحركة	<u>.</u>	ٺ
		(صفر)	
۰,٦٧	$\frac{Y}{m} = \frac{Y}{m} = \frac{Y}{m} = \frac{Y}{m}$	صفر	(صفر۔)
١,٦٧	$\frac{1}{T} = \frac{0}{T} = \frac{T}{T} = \frac{1}{T}$	۲	۲ –
۲,۳۳	$\frac{\gamma}{l} = \frac{\gamma}{l} = \frac{\gamma}{l} + \frac{\gamma}{l} + \frac{\gamma}{l}$	٣	- £
٣,٦٧	$\frac{r}{r} = \frac{r}{r} = \frac{r}{r} = \frac{r}{r}$	۲	_ ٦
4,44	$\frac{r}{r} = \frac{r}{r} = \frac{r}{r}$	٦	, ۸
٤,٣٣	$\xi \frac{1}{r} = \frac{1r}{r} = \frac{0 + 7 + 7}{r}$	۲	- 1 •
۲,۳۳	$\frac{7}{7} = \frac{V}{7} = \frac{1}{7} = \frac{7}{7}$	٥	- ۱۲
١,٦٧	$\frac{1}{m} = \frac{0}{m} = \frac{0}{m} = \frac{1}{m}$	صفر	(-1٤)
		صفر	
۲٠,٠٠		۲٠	ج-

ويبين الرسم التالي المدرج التكراري بعد التعديل شكل (١٦):



وفي حالة المدرج التكراري يكون من الصعب رسم المدرج قبل وبعد التسوية في رسم واحد إلا إذا استخدم الباحث في ذلك الألوان أو التظليل



بلون للمدرج قبل التسوية وبلون آخر للمدرج بعد التسوية. ولذلك يقترح البعض أن يكون رسم المدرجين (قبل وبعد التسوية) في رسم واحد على أن يكون أحدهما في جهة والآخر في جهة ثانية ويوضح الرسم الذي في الشكل (١٧) ذلك الكلام.

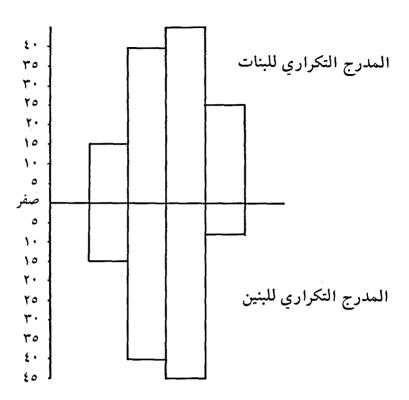
ب ـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة عدم تساوي التكراري.

في هذه الحالة يتم تحويل التكرارات إلى تكرارات مئوية وبعد ذلك يمكن المقارنة بين التوزيعين في رسم واحد كما في شكل (١٥).

وفيما يلي توزيعين تكراريين لمجموعتين من الأطفال الذكور والأناث من حيث التعاون في مجال اللعب Cooperation وعدد مجموعة الذكور ٢٠ ومجموع الأناث ٢٠.

ك ٪ بنين	ك ٪ بنات	ك بنين	ك بنات	ٺ
١٠	١٢	۲	٣	_ 0
٤٥	۲۸	٩	٧	-1.
٤٠	٤٠	٨	١.	-10
٥	۲.	١	o	- 4•
١٠٠	1	۲.	70	المجموع

وفيما يلي المدرجين التكراريين لتوزيع درجات البنين والبنات في السلوك التعاوني شكل (١٦).



و يلاحظ أننا في الرسم السابق شكل (١٨) قد مثلنا كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر.

جـ ـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة تساوي التكرارات:

يتم مباشرة تمثيل التوزيعين في رسم واحد كما في الشكل (١٦) من التكرارات الأصلية.

٤ ـ توضيح التكرار المتجمع الصاعد «بالرسم»

يمكن تمثيل التكرار المتجمع الصاعد في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري بحيث يشير المحور السيني للحدود العليا

للفئات ويشير المحور الرأسي للتكرار المتجمع الصاعد.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية التي توضح درجات مجموعة من الأناث على أحد الاختبارات السوسيومترية Sociometric Test

ك متجمع صاعد	الحدود العليا للفئات	싄	ن
۲	18,0	۲	18 - 1 •
٦	19,0	٤	19 - 10
14.	71,0	٧	78-7.
71	79,0	٨	Y9 _ Y0
**	٣٤,٥	٦.	WE _ W.
٣.	۳۹,٥	٣	۳۹ _ ۳٥
		٣٠	المجموع

ويوضح الشكل الآتي المضلع المتجمع الصاعد لهذا التوزيع شكل (١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

(١٩) .

العليا للفئات ، ٣٩،٥ ٣٤،٥ ٢٩،٥ ٢٤,٥ ١٤,٥

الحدود

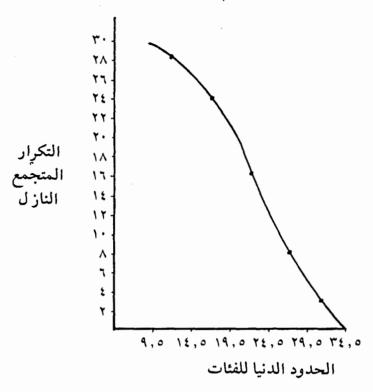
ه - اتوضيح التكرار المتجمع الناز ل «بالرسم»

ويمكن تمثيل التكرار المتجمع النازل أيضاً في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري. ويتم ذلك بعد حساب الحدود الدنيا للفئات وللتكرار المتجمع النازل. ويمثل الجدول التالي المتجمع النازل للمثال السابق (درجات مجموعة الأناث على الاختبار السوسيومتري).

التكرارالمتجمعالنازل	الحدود الدنيا للفئات	4	ن
۳.	۹,٥	۲	18-1.
47	18,0	٤	19_10
7 £	19,0	٧	Y £ _ Y •
١٧	71,0	٨	79_70
٩	79,0	٦	۳٤ <u>-</u> ٣٠
٣	٣٤,٥	٣	29 _ 40
		۳.	المجموع

ويمثل الرسم التالي شكل (٢٠) المضلع المتجمع النازل للتكرار المتجمع النازل في الجدول السابق.





أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق

ا ـ فيما يلي درجات خمسين تلميذاً من تلاميذ التدريب المهني على اختبار الاستدلال الميكانيكي Mechanical Reasoning .

١٣	10	11	٦	١٢
٦	٣	٩	1.	٨
٨	١٨	١٨	۲.	٦
14	Y	14	10	10
19	1 &	9	14	1 8
۲.	11	٥	٨	١٢

19	11	١٤	١.	10
صفر	١٣	٦	٩	صفر
٥	١٦	17	17	1 Y
19	١.	17	١٦	٧

والمطلوب توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ٣. ثم إعادة توزيع نفس هذه الدرجات في جدول تكراري آخر مدى الفئة منه ٤.

٢ ـ يمثل الجدول التكراري الآتي درجات مجموعة من العاملات في مصنع تغليف علب الحلوى على اختبار السرعة اليدوية Manual Speed.

신	ف
٦	-1.
٩	- 10
١٠	_ ٢٠
٥	_ 70
۳۰	المجموع

والمطلوب:

أ_تعديل التوزيع السابق.

ب ـ رسم المضلع التكراري قبل وبعد التعديل.

جـ ـ حساب التكرار النسبي.

د _ حساب التكرار المئوي.

٣ ـ فيما يلي توزيع الدرجات لمجموعة العمال قبل و بعد التدريب على

اختبار لقياس التآزر بين اليدين: Two Hand Co-ordination .

د التدريب	التوزيع بعد التدريب		التوزيع قبا
<u>ئ</u>	ن	এ	ن
٥	- 17	٧	-1.
٥	- 17	۸	-10
10	_	17	- ۲ ٠
٩	_ *\	١.	_ ٢٥
١.	-47	٩	-4.
٣	- 47	۲	_ 40
٣	_ ٤٢	۲	٠ ٤٠
۰۰	المجموع	٥٠	المجموع

والمطلوب:

أ _ رسم المضلع التكراري للتوزيع قبل التدريب.

ب ـ رسم المدرج التكراري للتوزيع بعد التدريب.

جـ ـ عدل التوزيع قبل وبعد التدريب باستخدام المتوسطات المتحركة.

٤ ـ يمثل التوزيع التكراري الآتي درجات ٢٥ خمسة وعشرين شخصاً
 على اختبار الذكاء العملي: Performance Intelligence.

ف ۷۰ ۸۰ ۸۰ ۹۰ ۹۰ ۹۰ جـ ك ۳ ه ۱۰ ۵ ۳ ۲۵

والمطلوب:

- أ ـ حساب نسبة الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٨٤,٥ باستخدام التكرار المتجمع الصاعد.
- ب ـ حساب نسبة الأفراد الذين تزيد درجاتهم عن ٧٩,٥ باستخدام التكرار المتجمع النازل.
 - جـ ـ إرسم المنحنى المتجمع الصاعد للتوزيع السابق.
 - د ـ إرسم المنحنى المتجمع النازل للتوزيع السابق.
- منا يلي درجات مجموعتين من تلاميذ المدارس على اختبار الشخصية أحداهما لتلاميذ المدارس الأميرية والأخرى لتلاميذ المدارس الخاصة. وعدد تلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الخاصة ٢٠ عشرين.

نـ	تلاميا		تلاميذ	
	(مدارس -	(٤	دارس أميري	(ما
17	٦	10	٥	٦
10	١.	17	٩	٥
17	40	71	۲.	1 •
١٤	11	1 8	١٨	10
15	١٤	۱۳	17	٧
٦	٧	٩	٤	٨
٦	٨	٦	٧	٩
١.	7	11	٨	٣
11	٥	١.	1 7	11
١٢	١.	• 0	۱۳	۱۳

والمطلوب:

أ ـ المقارنة بين توزيع درجات المجموعتين.

ب ـ تعديل التوزيع لدرجات المجموعتين.

جـ ـ رسم المدرج التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الأميري.

د ـ رسم المنحني التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الخاصة .

٦ فيما يلي أعمار ٥٠ خمسين شخصاً أجرى عليهم أحد الباحثين دراسة سيكولوجية .

والمطلوب: عمل جدول تكراري لهذه الأعمار ثم تمثيل هذا الجدول بطريقتين من طرق الرسم.

سنة	شهر								
٣	-	٣	۲	٣	۲	۲	٣	٥	٧
٤	٧	٥	٦	٣	-	٣	٤	٥	٣
٥	٥	٦	٥	٥	٩	٤	٤	7	٩
٣	٤	٥	٨	٥	-	-	٨	۲	٦
٥	٦	٧	-	-	٦	٤	٦	٣	٧
٣	11	٦	11	٣	١	٥	٤	٥	٩
٤	٧	٦	١٠	٤	٧	٣	١	٤	٣
٣	٣	٣	٩	٦	٦	٤	١	۲	٤
٥	١.	٤	1	٥	٤	٤	٧	٤	-
٦	٨	0	1.	0	٨	• 0	۲	. *	٤

خامساً مقاييس النزعة المركزية CENTERAL TENDENCY M.

تبين من خلال الجزء السابق كيف استطاعت الإحصاء عن طريق توزيع الدرجات أو القيم في جداول تكرارية وتمثيل هذه التوزيعات التكرارية بالرسم أن تمد الباحث بكثير من الخصائص والصفات التي تتميز بها هذه الدرجات، والتي تعكس أيضاً بمجرد النظر مدى دقة البحث أو الدراسة التي تم عملها والمتمثلة في:

١ ـ اختيار العينة أي هل أختار الباحث العينة التي أجرى عليها بحثه بأحد الطرق العلمية المعروفة في اختيار العينات أم كان اختياره لها يعتمد على أسلوبه الشخصي والذاتي Subjective .

٢ ـ الاختبار أو الآداة المستخدمة أي هل استخدم الباحث الأداة التي أجرى عليها الكثير من المعالجات بحيث أصبحت مناسبة لمستوى عمر ولمستوى تعليم العينة التي يجري عليها الدراسة أم استخدم أداة Tool صالحة للأطفال على الكبار أو استخدم أداة صالحة للكبار على الأطفال، من ناحية ثانية استخدم أداة صالحة للمتعلمين على الأميين؟

ولا تقتصر حاجة الباحث من الدرجات الخام عند هذا الحد، كما أن ما تقدمه الإحصاء يتعدى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغني وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ويطلق على تلك الأساليب التي تمد الباحث بهذه القيمة بالمتوسطات Averages أو القيم المركزية أو النزعة المركزية كو المركزية كو الأساليب:

1 - المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي) Arithematic Mean

Y _ الوسيط (أو الأوسط) Median

٣ _ المنوال (أو الشائع) Mode

ولهذه الأساليب قيمة تطبيقية في حياة الإنسان فلا تكاد تخلو حياته من الأرقام فصاحب المصنع يحتاج لمعرفة متوسط إنتاج مصنعه اليومي خلال الشهر فيقوم بجمع إنتاج كل يوم من أيام الشهر وقسمة الناتج على ثلاثين يوماً (أو ٢٨ أو ٣١) حيث يفيده ذلك في مقارنة متوسط إنتاج هذا الشهر بالشهر السابق أو الأسبق فيعرف من خلال المقارنة هل حدثت زيادة في إنتاج هذا الشهر أم حدث انخفاض فيبحث في سببه ويقوم بعمل الإجراءات التي تساعد على عدم تكرار ذلك.

١ ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)

يعرف البعض المتسوط الحسابي لمجموعة من الدرجات أو القيم بأنه القيمة التي لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقي للقيم الأولى. ويعرفه البعض الأخر بأنه متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها. فلو كان لدينا عشرة أفراد طبقنا عليهم اختباراً للذكاء وكانت درجات هؤلاء الأفراد العشرة هي:

٨٠ ـ ١٢٠ ـ ١١٠ ـ ٧٠ ـ ٨٥ ـ ٩٠ ـ ١١٠ ـ ١٠٠ ـ ٦٠ ـ ٧٥

فإننا نقوم بجمع هذه الدرجات (٨٩٥) وقسمة الناتج على عشرة

(فیکون المتوسط $\frac{\Lambda 90}{\Lambda 11}$ = ٥, ۸۹) کما یلي:

ويرمز للمتوسط الحسابي (٥, ٨٩) بالرمز «م».

ويرمز لمجموع القيم (٨٩٥) بالرمز مجـ س.

ويرمز لعدد القيم (١٠) بالرمز ن.

ويكون المتوسط الحسابي على أساس ذلك م = $\frac{x-w}{i}$ وهناك ثلاث طرق للحصول على المتوسط الحسابي هي:

١ _ الطريقة العادية أو الشائعة.

٢ _ طريقة مراكز الفئات.

٣ _ الطريقة المختصرة.

أ _ الطريقة الشائعة أو العادية

وهي الطريقة التي نستخدمها في حياتنا اليومية وهي التي سبق الكلام عنها، ونسوق مثالاً آخر عليها فلو فرض أن القيم الآتية تمثل الإنتاج اليومي خلال أسبوع لمجموعة من عمال الصلب:

فيكون مجموع هذه القيم هو:

V7 = A + 17 + V + 71 + 10 + 17

ويكون المتوسط الحسابي لهذه القيم هو:

ب ـ طريقة مراكز الفئات

الطريقة السابقة «الشائعة» هي التي نستخدمها في حياتنا اليومية عندما نكون بصدد عدد قليل من القيم كما في الأمثلة السابقة. لكن الحياة اليومية تتميز بالأعداد الكبيرة من الأفراد والأعداد الكبيرة من معدلات الإنتاج... إلخ. بحيث لو استخدمنا فيه مع هذه الأعداد الكبيرة الطريقة العادية حدثت الكثير من الأخطاء. ولنا أن نتوقع أن يقوم صاحب مصنع بقسمة مجموع إنتاج مصنعه خلال العالم على عدد أيام السنة وهو ٣٦٥ يوماً، أو بقسمة مجموع إنتاج العمال (بعد جمعه) على عدد العمال البالغ عددهم ألفين من العمال مثلاً. ولا يتوقف الأمر على احتمال وقوعه في الأخطاء بل أن هذه الطريقة وما تتطلبه من جمع وقسمة تستغرق وقتاً طويلاً وجهداً مضنياً يتنافى مع ما يقدمه لنا العلم من اقتصاد في الوقت والجهد.

وتقوم طريقة مراكز الفئات أساساً على توزيع القيم في جدول تكراري، فلو فرض وطبقنا اختباراً من اختبارات الشخصية على ٥٠ شخصاً وكانت درجاتهم على النحو الآتى:

17	10	۲۸	70	77
44	44	٣.	٣٢	* *
44	٣٦	**	۲۸	۱۸
٤٥.	٤٥	٨	٢3	۲۸
**	٤٤	٥	٣٤	١٥
٣٧	40	٣٧	۲۸	Y 1
19	٣٤	40	40	٣٨
30	۱٩	٤٩	٤٩	٤٢
22	7 £	**	40	٣٨

24

فإننا نقوم بتوزيع هذه القيم في جدول تكراري كما يلي:

س × ك	س	<u> </u>	ف
10	٧,٥	۲	_ 0
١٢,٥	١٢,٥	١	-1.
177,0	١٧,٥	٧	_ 10
١٨٠,٠	YY,0	٨	- Y•
٣٣٠,٠	۲۷,٥	١٢	_ 70
177,0	٣٢,٥	٥	- 4.•
٣٠٠,٠	۳۷,٥	٨	-40 .
۸٥,٠	٤٢,٥	۲	- ٤٠
Y 7 7 0	٤٧,٥	٥	_ {0
1880, .		٥٠	

وتتلخص الخطوات التي يتم بها الحصول على المتوسط الحسابي بهذه الطريقة فيما يلى:

١ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

۲ - الحصول على مراكز الفئات (س) ويتم ذلك بجمع الفئة الأولى + الفئة الثانية وقسمة الناتج على اثنين (في المثال السابق: $\frac{0+0.0}{2}$ = 0, ۷) ليتم الحصول على مركز الفئة الأولى وللحصول على مركز الفئة الثانية يكون أما بجمع الفئة الثانية + الفئة الثالثة وقسمة الناتج على اثنين كما في الفئة الأولى أو بإضافة مدى الفئة (وهي هنا = 0) على مركز الفئة السابقة فمثلاً مركز الفئة الأولى = 0, ۷ فيكون مركز الفئة الثانية 0, ۷ + 0 = 0, ۱۲, وهكذا مراكز باقى الفئات.

 $$ _{-}$ نقوم بحساب مجـ س <math>\times$ ك وذلك بجمع ناتج ضرب مراكز الفئات في التكرارات (١٤٤٥).

٥ ـ نقوم بتطبيق القانون الأتي:

أي أن متوسط درجات المجموعة (٥٠ شخصاً) على اختبار الشخصية هو ٢٨,٩ درجة .

جــ الطريقة المختصرة

لاحظنا ما تنطوي عليه طريقة مراكز الفئات أيضاً من صعوبات تتمثل في عملية ضرب التكرارات في مراكز الفئات، وما بكل من مراكز الفئات (س) وضرب مراكز الفئات في التكرارات من كسور تعرض الباحث لكثير من الأخطاء سواء في الجمع أو الضرب. ولذلك فإن حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة تغني الباحث من الوقوع في مثل هذه الأخطاء فيتم الحصول عليه بسهولة وبسرعة. وتقوم هذه الطريقة على أساس الانحراف الفرضي فتفرض مركزاً صفرياً في منتصف التوزيع التكراري يزيد واحد صحيح في اقترابها من النهاية الكبرى للتوزيع وتقل في كل خطوة واحد صحيح في اقترابها من النهاية الصغرى للتوزيع . ثم يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرارات. وبالنسبة للتوزيع التكراري في المثال السابق تتم العمليات الآتية على هذا الجدول كما يتبين لنا فيما يلي:

كحَ	خ	গ	ف
۸ ـ	٤	۲	_0
٣-	٣-	١	-1.
۱٤ -	۲_	٧	_10
۸-	١-	٨	_ 7 •
صفر	صفر	14	_ 70
o +	\ +	٥	-4.
۱۹ +	۲ +	٨	_ 40
• 7 +	۴ +	۲	٠ ٤٠
۲۰ +	£ +	٥	_ ٤0
۳۳_		٥٠	المجموع
٤ ٧ +			
۱٤ +			

ويتبع ما يلي في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة.

۱ ـ حساب الانحراف الفرضي أو الفرض الصفري ويرمز له بالرمز ح وذلك كما سبق أن بينا وهو وضع صفر في منتصف التوزيع يزيد واحد صحيح في اقترابه من النهاية الكبرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي + ۱ نجد أنه يقابل الفئة ۳۰ ـ والانحراف الفرضي + ۲ نجد أنه يقابل الفئة ۳۰ ـ . . . وهكذا . وينخفض الانحراف الفرضي واحد صحيح في اقترابه من النهاية الصغرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي ـ ۱ نجد أنه يقابل الفئة ۲۰ ـ والانحراف الفرضي حدا يقابل الفئة ۱۰ ـ . . . وهكذا . ولعلنا نتذكر أن الانحراف الفرضي هذا مشابه لمحاور تمثيل

البيانات بالرسم البياني فمثلاً المحور السيني أو المحور الصادي نجد أنه يتخذ له وسطاً مقداره صفر ثم يتزايد تزايداً موجباً في جهة وينقص تناقصاً سالباً في جهة أخرى كما نرى في الرسم الآتي:

٢ ـ ضرب كل انحراف فرضي في التكرار المقابل له لتحصل على ك

٣ - جمع حاصل ضرب الانحراف الفرضي في التكرارات وفي هذه الخطوة سنجد لدينا مجموعتين من الدرجات أحدهما ذا إشارات سالبة (وهو ضرب الانحراف الفرضي السالب في التكرارات) والأخر ذا إشارات موجبة . وفي هذه الحالة يتم جمع كل مجموعة على حدة ثم يطرح الصغير من الكبير وتكون إشارة حاصل الجمع حسب إشارة المجموع الكبير فلو كان مجموع النواقص - ٢٠ ومجموع الزوائد + ١٥ كان الناتج - ٥ ولو كان مجموع الزوائد + ٢٠ ومجموع الزوائد كان الناتج + ٣ ولو كان مجموع النواقص مساوي لمجموع الزوائد كان الناتج صفراً .

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتطبيق القانون الآتي:

م = مركز الفئة الصفرية $\pm \frac{\cancel{2} - \cancel{2} - \cancel{2}}{\cancel{2} - \cancel{2}} \times \mathbf{i}$

حيث أن:

م = المتوسط الحسابي

مركز الفئة الصفرية = الفئة المقابلة للصفر + الفئة التي بعدها =

YV, 0 وهي في المثال السابق = $\frac{VV + VO}{V} = \frac{OO}{V}$

ع. ك ح = مجموع ضرب التكرارات في الانحراف الفرضي.

مجـ ك = مجموع التكرارات.

ف = مدى الفئة.

 $\pm = \text{تتحدر هذه الإشارة حسب إشارة الناتج في عمود مجدك ح.}$

(٢) الوسيط (أو الأوسط)

تصاعدياً: ٥-٦-٨-٩-١٣.

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً وعدد الدرجات التي قبله (٦٠٥) نصف عدد الدرجات، وعدد الدرجات التي بعده (١٣٠٩) هي النصف الأخر.

أو تنازلياً: ١٣ ـ ٩ ـ ٨ ـ ٦ ـ ٥

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً أيضاً .

وسنذكر فيما يلي كيفية حساب الوسيط من القيم الخام ومن الجدول التكراري ومن الرسم باستخدام التكرار المتجمع الصاعد والنازل المئويين.

أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام:

١ ـ في حالة الأعداد الفردية:

أي عندما يكون عدد العينة التي يجري عليها الباحث دراسته فردية كأن

يكون قد أجرى بحثه على ثلاثة أفراد أو خمسة أو سبعة أو ٩ أو ١١ أو ١٣ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١٥ أو ١٥ أو ١٥ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١١ أو ١١ أو ١١ أو ١٥ أو ١١ أو ١٥ أو ١

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من سبعة أطفال لمعرفة القدرة على التذكر لديهم وكانت أعمارهم:

ولحساب وسيط هذه الدرجات نقوم بترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً. كما سبق أن بينا على النحو الآتي:

فيكون حساب الوسيط كالأتي:

رتبة و =
$$\frac{0+1}{7}$$

حيث و = الوسيط، ن = عدد القيم أو درجات الأفراد أي عدد أفراد العينة .

١ = أى أن الدرجات فردية ليكن رتبة الوسيط حسب ذلك:

رتبة الوسيط =
$$\frac{V+V}{V}$$
 = ٤

أى أن رتبة الوسيط هي الدرجة الرابعة أي الدرجة ٩

٢ ـ في حالة الأعداد الزوجية:

ويكون ذلك عندما يقوم الأخصائي بإجراء دراسته على عينة من الأفراد عددهم زوجي أي فردين أو أربعة أفراد أو ٦ أو ١ أو ١٦ أو ١٨ وهكذا.

مثال:

أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة وكانت أجورهم كما يلي:

. 1A - YE - Y1 - 10 - 19 - 1V - Y0 - 9 - 1W - Y.

فيكون ترتيب هذه الأجور ترتيباً تصاعدياً كما يلي:

70-78-71-19-18-18-18-97-97

وبالنظر للدرجات السابقة نجد أن هناك قيمتين في الوسط هما ١٨، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات ٩، ١٣، ١٥، ١٧ ويجيء بعدهما النصف الباقي من الدرجات ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥ ويمكن تحديد رتبة القيمتين اللتين في الوسط على النحو الآتى:

رتبة القيمة الأولى = $\frac{\dot{y}}{\gamma}$ = وهي في المثال السابق = $\frac{\dot{y}}{\gamma}$ = ٥

أي القيمة التي يكون ترتيبها الخامس وهي القيمة ١٨.

رتبة القيمة الثانية = $\frac{v + v}{v} = \frac{V + v}{v} = 7$

أي القيمة التي يكون ترتيبها السادس وهي القيمة ١٩.

وبعد ذلك يمكن حساب الوسيط كما يلي:

الوسيط = مجموع القيمتين اللتين في الوسط

و بالتعويض في المثال السابق:

 1Λ , $o = \frac{\pi V}{V} = \frac{19 + 1\Lambda}{V} = 0$, O

ب ـ حساب الوسيط في الجدول التكراري:

ويتم ذلك عندما يكون البحث الذي أجري ذا أعداد كبيرة ويكون

الاحتمال كبيراً للوقوع في الخطأ إذا استخدمت الطريقة السابقة ، هذا بالإضافة إلى صعوبة تطبيقها. وفي مثل هذه الأحوال (الأعداد الكبيرة) لا بد من توزيع الدرجات في جدول تكراري فلو فرض وكان لدينا جدولاً تكرارياً التوزيع درجات مجموعة من الأفراد عددهم خمسين على اختبار للتوتر كما يلي:

ف: ٥ ـ ١٠ ـ ١٥ ـ ٢٠ ـ ٢٥ ـ ٣٠

ك: ٣ ١٤ ١٠ ١٢ ٢

فإنه يلزم إيجاد التكرار المتجمع الصاعد لإكمال الجدول تمهيداً للحصول على الوسيط.

تكرار متجمع صاعد	실	ٺ
٣	٣	_ 0
۱۷	١٤	-1.
**	١.	-10
٣٦	٩	- Y ·
٤٨	١٢	_ ٢0
۰۰	۲	-4.
	۰۰	

ويكون حساب الوسيط باستخدام القانون الآتي:

و = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

رتبة الوسيط - تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية × مدى الفئة تكرار الفئة الوسيطية .

حيث أن:

و = الوسيط

الحد الأدنى للفئة الوسيطية =

وهي الفئة التي يقع فيها التكرار المتجمع الصاعد لرتبة الوسيط فمثلاً رتبة الوسيط في المثال السابق = ٢٥ وموقعها في التكرار المتجمع الصاعد بين التكرار المتجمع الصاعد ١٧ أي أن الحد الأدنى للفئة الوسيطية هو ١٥ ـ مجموع التكرارات مقسومة على اثنين

رتبة الوسيط=

تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية =

أي التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الوسيطية في التكرار الوسيطية في التكرار السابق هي الفئة ١٠ ـ والتكرار المتجمع الصاعد المقابل لها هو ١٧.

تكرار الفئة الوسيطية =

التكرار الأصلي المقابل للفئة الوسيطية فإذا كانت الفئة الوسيطية مي ١٥ ـ فإن تكرارها هو ١٠.

مدى الفئة =

وهو في هذا المثال يساوي ٥.

e pultae gión do l'abile o es l'abile l'unipe : $e = 01 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \times 0 = 01 + \frac{1}{1} \cdot \times 0$ $= 01 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1 + 3 = 0.1$ $= 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1 + 3 = 0.1$ $= 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1 + 3 = 0.1$ $= 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1 + 3 = 0.1$ $= 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1$ $= 0.1 + \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = 0.1$

جــ حساب الوسيط عن طريق الرسم:

ويمكن حساب الوسيط بالرسم وذلك بحساب التكرار المتجمع النازل والتكرار المتجمع الصاعد.

مثال:

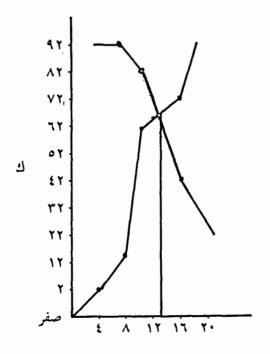
أجريت دراسة على ٤٠ أربعين شخصاً لمعرفة اتجاهاتهم نحو الحرب والسلام فكانت درجاتهم موزعة كما يلي:

تكرار متجمع صاعد مئوي	تكرار متجمع صاعد نسبي	تكرار متجمع صاعد	1	ف
۲	, • ٢	١	١	–
١٤	,١٤	٦	٥	- ۸
٦٢	٠,٦٢	١٩	14	- 17
٧٢	٠,٧٢	44	١.	-17
1	١,٠٠	٤٠	11	- 40
			٤٠	

ويكون التكرار المتجمع المئوي النازل لهذا التوزيع هو:

تكرار متجمع ناز ل مئوي	تكرار متجمع ناز ل نسبي	تكرار متجمع ناز ل	ن	গ
1	١,٠٠	٤٠	١	–
9∨	٠,٩٧	44	o	4 ـ
٨٥	٠,٨٥	٣٤	۱۳	- 17
٥٢	٠,٥٢	۲۱	١٠	- 17
77	٠, ٢٧	11	11	_ ٢٠
			٤٠	

ويتم رسم المنحنى لكل من التكرار المئوي الصاعد والتكرار المئوي النازل كما يلي:



وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط تتحدد بإسقاط خط على محور الفئات عند تلاقي المضلع التكراري المئوي الصاعد مع المضلع التكراري المئوي النازل، وتكون قيمة الوسيط عند النقطة التي يقع عندها الخط الساقط في محور الفئات وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط عن طريق الرسم لا تكون بنفس دقة حسابه عن طريق الجدول التكراري كما في ثانياً.

(٣) المنوال Mode

المنوال هو أكثر القيم التي تحصل على أكبر تكرار، وعلى ذلك يعتبر المنوال أكثر الدرجات شيوعاً. وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى بصورة حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

أ ـ حساب المنوال من الجدول التكرارى:

ويتم ذلك عن طريق تحديد أكبر تكرار في الجدول وتكون الفئة المقابلة له هي الفئة المنوالية. وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الخاص بذلك.

مثال: ويتضح لنا الكلام السابق من خلال تطبيقه على أحد الأمثلة.

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ف
	٣	_0
تكرار الفئة قبل المنوالية	٧	-1.
أكبر تكرار تقابله الفئة المنوالية ١٥ ـ	١٢	_10
تكرار الفئة بعد المنوالية	٨	_ ٧٠
	٥	_ ٢٥

وللحصول على قيمة المنوال بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + مدى الفئة

وبالتعويض عن القانون السابق في المثال السابق أيضاً تصبح قيمة المنوال هي:

$$\Upsilon$$
, Υ , Υ + Υ +

ب - حساب المنوال عن طريق الرسم:

ويمكن حساب المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكراري أيضاً ويوضح لنا المثال التالي هذا الكلام:

مثال:

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	<u>.1</u>	ف
	0	-4
تكرار الفئة قبل المنوالية	٦	- ٦
تكرار الفئة المنوالية	٧	_9
تكرار الفئة بعد المنوالية	٦	-17
	٣	-10

وتكون الخطوات التي تتبع للحصول على المنوال من المدرج التكراري هي:

١ ـ نقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها
 فقط.

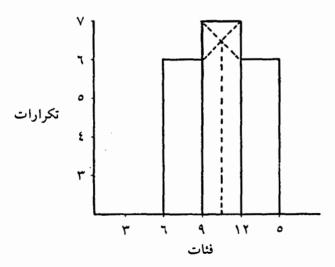
٢ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطرف
 الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمد خط بينهما.

٣ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر
 لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مد خط بينهما.

٤ - بعد عملية الإيصال السابقة سنجد أن الخطين يتقاطعان .

نقوم بإنزال مستقيم من نقطة تقاطع الخطين السابقين على
 المحور السينى الخاص بالفئات.

٦ ـ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور السيني هي قيمة المنوال.
 ويوضح الرسم التالي للمثال السابق هذا الكلام.



وتكون قيمة المنوال كما يتحدد من خلال النقطة التي سقط عليها المستقيم المنقط في محور الفئات ١٠,٥ تقريباً. ويمكن التحقق من ذلك من

خلال حساب المنوال من الجدول التكراري كما يلي:

$$1 \cdot , \circ = \frac{7}{17} \times \% + 9 = \frac{7}{7+7} \times \% + 9 = 0, \cdot 1$$

بعض المشاكل في المنوال:

قد نجد في بعض الأحيان اشتمال الجدول التكراري على أكبر تكرارين متساويين في القيمة كما يلي:

1	ف
1	_ 0
٨	_ Y
۲	_ 9
٨	-11
٤	- 18
۲	_10

وكما سبق يلاحظ في الجدول السابق أن أكبر تكرار هو ٨ ويوجد هذا التكرار في مقابل الفئتين ٧ - ، ١١ - ويعني مشل هذا التكرار أننا بصدد مجموعتين واحدة ولذلك يلزم الحصول على منوالين لا منوال واحد كما يلى:

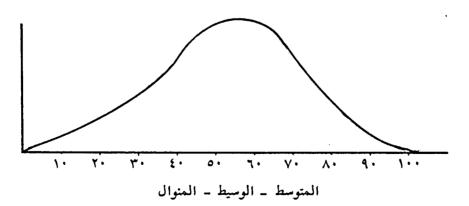
ويمكن اعتبار متوسط المنوالين السابقين المنوال الذي يعبر عن القيمة الأكثر شيوعاً للجدول السابق:

المنوال في الجدول السابق = ۲۰, ۱۲ + ۲۲, ۲۷ ÷ ۲ = ۲۰, ۲۱ ÷ ۲ = ۵, ۱.

العلاقة بين المتوسطات الثلاث في التوزيع التكراري:

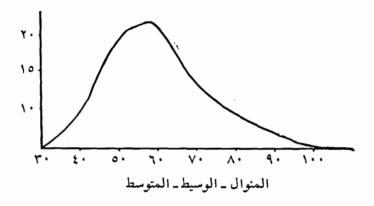
يقصد بعلاقة المتوسطات الشلاث (المتوسط الحسابي ـ الوسيط ـ المنوال) موقعهم في التوزيع التكراري بالنسبة لبعضهم البعض.

١- وعندما يكون التوزيع اعتدالياً (يقصد بالتوزيع الاعتدالي أن القيم الأصلية الموضوعة في الجدول التكراري نابعة من عينة تمثل المجتمع الأصلي تمثلاً سليماً وعشوائياً. وأن أداة القياس التي تم استخدامها - اختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت عليه معالجات إحصائية كثيرة للتأكد من صلاحيته) نجد أن قيم المتوسطات الثلاث واحدة وبالتالي فإن موقعهم في المنحنى التكراري يكون في نقطة واحدة كما يلى:



(موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الاعتدالي).

٢ ـ في حالة التوزيعات الملتوية أي التوزيعات التكرارية التي تكون فيها الدرجات والقيم الأصلية نابعة من تطبيق اختبار ذكاء مثلاً على عينة من ضعاف العقول أي أن الاختبار يكون صعباً في مستواه بالنسبة لهم. أو أن يطبق اختبار سهل في مستواه على طلبة في المدارس الثانوية أو الكليات الجامعية فينجح معظمهم في الاختبار. ويكون التوزيع في حالة ضعاف العقول موجب الالتواء Positively skewed وذلك لأن التكرارات تكون



مجتمعة عند القيم الصغيرة ويكون موقع الوسيط في الوسط، والمنوال على اليسار والمتوسط على اليمين.

٢ ـ موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الموجب الالتواء:

ويكون التوزيع في حالة طلبة الكليات سالب الالتواء Negatively أي تكون التكرارات متجمعة عند القيم الكبرى أي أن معظمهم ينجحون في الإجابة على معظم أسئلة الاختبار ويكون موقع الوسيط في الوسط والمنوال على اليمين (عكس حالة الالتواء الموجب) والمتوسط على اليسار.

Is livery the leaves of the land of the la in interest interest in interest in interest Lander which will will would say whe wered! · is is lead in the interval of the seal Usially to benedity we will be side ! carporal to the following to the followi when the way t الكالام. الأنبي عاد الكالام. ويوضي بر 1 10 10 ` ro · ro

وقيمة المنوال في المثال السباق = ١٧, ٦٦ وقيمة الوسيط = ١٨,١ وقيمة المتوسط = ١٨,٣٣

١ _ الحصول على المتوسط من قيمة الوسيط والمنوال:

$$|\text{Loreun-d}| = \frac{7}{7} \times 1, 1, 1 - \frac{1}{7} \times 77, 17 = \frac{7}{7}$$

$$= \frac{77}{7} = 17, 17 - 17, 17 = \frac{17}{7} = 17, 17$$

٢ ـ الحصول على الوسيط من قيمة المتوسط والمنوال:

الوسيط =
$$\frac{1}{7}$$
 × 77 , 77 + $\frac{7}{7}$ × 77 , Λ = $\frac{7}{7}$ × 77 , Λ = $\frac{7}{7}$ × 71 + 0 , Λ = $\frac{71}{7}$ = $\frac{71}{7}$ = $\frac{71}{7}$ = $\frac{71}{7}$

٣ ـ الحصول على المنوال من قيمة الوسيط والمتوسط:

المنوال = ٣ × ١٨,١ - ٢ × ١٨,٣٢ = ٣, ١٥ - ١٤, ٦٦ = ٢٦, ١٧.

تمارين على المتوسطات

۱ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من الأطفال المشردين بهدف التعرف على مستوى ذكائهم وكان عددهم ثلاثين طفلاً ودرجاتهم كانت كما يلي:

10-AV-99-11-VY-9A-11- EF-VY

07-77-XV-1.7-97-07-X9-VY-11.-1.

90_1.._11._1.._07_70_90_00_70_1.1

والمطلوب أولاً:

١ ـ توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ١٠.

٢ ـ حساب المتوسط الحسابي بطريقتين.

٣ ـ حساب الوسيط بطريقتين.

٤ ـ حساب المنوال بطريقتين.

والمطلوب ثانياً.

١ ـ رسم المضلع التكراري للدرجات السابقة بعد توزيعها في جدول تكراري مرة ثانية على أن يكون مدى الفئة ١٥.

٢ ـ تسوية التوزيع باستخدام المتوسطات المتحركة.

٣ ـ رسم المدرج التكراري.

٢ ـ فيما يلي توزيعين تكرارين لمجموعتين من الإناث والذكور على
 أحد الاختبارات النفسية .

ف	ك ذكور	ك أناث
-1.	٧	1 Y
- 17	٨	١٣
- 1 ٤	10	17
- 1 ⁻ 7°	**	74
- ۱۸	**	17
_ Y•	٦	۸ .
	۸٠	٩.

المطلوب أولاً:

- ١ ـ المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع .
 - ٢ ـ حساب المنوال في مجموعة الذكور.
- ٣ ـ حساب المتوسط الحسابي في مجموعة الإناث.
 - ٤ ـ حساب الوسيط في مجموعة الذكور والإناث.

سادساً

مقاييس التشتت

Measure of Scattering

مقدمة: إن النتائج التي نخرج بها من المتوسطات الحسابية مضللة إلى حد كبير إن لم تقترن بمعامل آخر هو الشتت. والدليل على ذلك الكلام أنه لو كان لدينا مجموعتين من الأفراد طبق عليهما أحد اختبارات القدرات وكان عدد الأفراد في كل مجموعة أربعة وكانت درجات المجموعتين على الاختبار كما يلى:

الأشخاص:	١	۲	٣	٤	مجد	المتوسطة
المجموعة الأولى:	۰۰	0	صفر	40	۸.	۲.
المجموعة الثانية:	۲.	۱۸	۲١	۲1	۸٠	۲.

ويتبين لنا من خلال ما سبق أن المتوسط في المجموعتين واحد رغماً من أن الأفراد في المجموعة الثانية متقاربين في درجاتهم من بعضهم البعض ومن المتوسط. إلا أنه في المجموعة الأولى نجد أن الشخص الأول قد حصل على درجة ٥٠ خمسين والثاني حصل على درجة ٥ خمسة والثالث حصل على درجة صفر والرابع حصل على درجة ٢٠ خمسة وعشرين. ونلاحظ أن درجات أفراد هذه المجموعة متباعدة عن بعضها البعض و رغماً من ذلك فإن متوسطها مماثل لمتوسط المجموعة الثانية. ولمعرفة الوضع الحقيقي لقيم المجموعة لا بد أن نقيس مدى تباعد أو تشتت القيم بعضها عن

بعض. ولا يعني ذلك أن المتوسط لا قيمة له بل أن مقياس التشتت يفيد في تفسير المتوسط بل والظاهرة موضوع الدراسة ولقياس التشتت عدة أساليب منها:

۱ ـ المدى المطلق Range

Y _ نصف المدى الربيعي Semi interquartile Range

٣ ـ الانحراف عن المتوسطMean deviation

3 - الانحراف المعياري Standard deviation

(١) المدى المطلق

يعتمد المدى المطلق في حسابه على أعلى قيمة وأدنى قيمة في التوزيع. ويتم طرح أدنى قيمة من أعلى قيمة. فلو كان لدينا القيم الآتية وهي درجات عشر أفراد في اختبار للقدرة اللفظية Verbal ability.

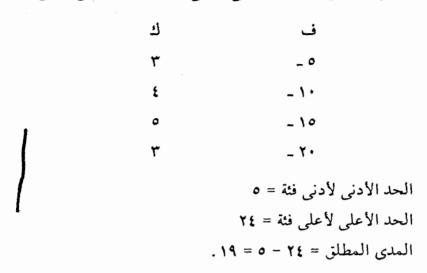
فإننا نلاحظأن أصغر قيمة هي درجة الفرد رقم (٧) وهي الدرجة ٢ وأن أكبر قيمة هي درجة الفرد رقم (٤) وهي الدرجة ٢٠. ولذا فإن المدى المطلق يساوي:

المدى المطلق = أكبر قيمة – أصغر قيمة . وبالتعويض تصبح قيمة المدى المطلق في المثال السابق : المدى المطلق = 70 - 70 = 70

حساب المدى المطلق في جدول تكراري

ويمكن الحصول على المدى المطلق من الجدول التكراري وهو يساوي:

المدى المطلق = الحد الأعلى لأعلى فئة - الحد الأدنى لأدنى فئة.



(٢) نصف المدعى الربيعي

لاحظنا في المدى المطلق أنه يعتمد في حسابه على أعلى قيمة وعلى أدنى قيمة إذا كنا سنقوم بحسابه من القيم الخام مباشرة. أما إذا كنا سنحصل عليه من الجدول التكراري فإنه يعتمد أيضاً في حسابه على أعلى فئة وعلى أدنى فئة. أي أن عيب المدى المطلق يتركز في اهتمامه عند حسابه على قيمتين مهملاً باقي القيم وهاتين القيمتين المتطرفتين لا تمثلان بطبيعة الحال قيم المجموعة.

ولتلافي العيب السابق يهتم نصف المدى الربيعي في حسابه على الجزء المتوسط من القيم مع إهمال القسم العلوي والقسم السفلي. ويتم استخراجه بإيجاد التكرار المتجمع الصاعد لتكرارات المجموعة كما في المثال الآتى:

کـ صاعد	<u></u>	ن
١٢	١٢	صفر ـ
٤٠	47	- 1 •
٧٦	47	- Y ·
711	٤٠	- ٣٠
184	44	- £ ·
١٦٨	۲.	_ 0 •
۱۷٦	٨	- 7 •
	177	

ولحساب نصف المدى الربيعي من الجدول السابق نتبع ما يلي:

١ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأدنى وهو يساوي = <u>مجـك</u>

۲ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأعلى وهو يساوي = محـ ك $\times \frac{T}{2}$

(أو طرح رتبة الربيع الأدنى من مجموع التكرارات ويكون الناتج هو رتبة الربيع الأعلى).

٣ ـ نقوم بتحديد رتبة الربيعين الأدنى والأعلى بالنسبة للتكرار الصاعد.

٤ ـ نقوم بحساب قيمة الربيع الأدنى والربيع الأعلى باستخدام القانون
 الأتى .

قيمة الربيع = الحد الأدنى للفئة الربيعية + مدى الفئة × رتبة الربيع - النكرار المنجمع الصاعد للفئة قبل الربيعية تكرار للفئة الربيعية

ويلاحظ أن القانون السابق هو نفس قانون الوسيط مع تغيير كلمة الوسيط بالربيعية .

٥ ـ بعد ذلك يتم حساب نصف المدى الربيعي بالقانون الآتي :

$$\frac{r}{r} = \frac{r}{r}$$
نصف المدى الربيعي = $\frac{r}{r}$

، ر٣ = الربيع الثالث ، ر١ = الربيع الأول .

ونطبق الخطوات السابقة على المثال السابق كما يلى:

۱۳۲ =
$$\frac{\pi}{2}$$
 × ۱۷٦ = درتبة الربيع الأعلى

٣- تقع رتبة الربيع الأدنى في التكرار المتجمع الصاعد بين ٤٠ ، ٧٦.

٤ ـ تقع رتبة الربيع الأعلى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١١٦،
 ١٤٨.

$$\Upsilon$$
۱۰, ۱۱ = ($\frac{\xi \cdot - \xi \xi}{r\eta} \times 1 \cdot) + \Upsilon \cdot = 3$ قيمة الربيع الأدنى

٦ ـ قيمة الربيع الأعلى:

$$\mathbf{v} = \mathbf{v} + \mathbf{v} \times \frac{\mathbf{v} + \mathbf{v} + \mathbf{v} + \mathbf{v}}{\mathbf{v} + \mathbf{v}} = \mathbf{o}$$

$$\frac{\Upsilon 1,11 \Lambda \, 60}{\Upsilon} = \frac{100}{4}$$
 الربيعي = $\frac{100}{4}$

11, 90 =
$$\frac{17, 49}{7}$$
 =

ويرمز للربيع الثألث بالرمز رس

وللربيع الأول بالرمز ر١

وفي الإِنجليزية يرمـز للربيع الثالث بالرمز Q3 وللربيع الأولQ1.

استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرقة من التوزيع:

يمكن أن يستخدم الباحث قيمة الربيع الأعلى فها فوق للكشف عن الأفراد

الموجودين في التوزيع ويمثلون أعلى أداء، وتستخدم قيمة الربيع الأدنى فما أقل للكشف عن الأفراد الذين يقعون في التوزيع ويمثلون أقل أداء. ويطلق على مثل هذه المجموعات بالمجموعات المخططة المستخرجة من جماعة ذات أصل واحد كجماعة الفصل المدرسي مثلاً والتي يمكن من خلال الربيع معرفة المتفوقين دراسياً وغير المتفوقين.

و بعد عملية فصل كل مجموعة على حدة يمكن حساب دلالة الفرق بين تحصيلهم بأسلوب الدلالة المناسب كما سنرى فيما بعد.

(٣) الانحراف عن المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعي أنه يقتصر على القيم التي في وسط التوزيع مهملاً القيم التي في طرفي التوزيع. وهذا عيب لا يمكن إغفاله ولذلك فلا بد من مقياس للتشتت يضع في اعتباره القيم جميعاً. ويعتبركل من الانحراف عن المتوسط والانحراف المعياري من مقاييس التشتت التي تضع في حسابها كل القيم ولذلك يشيع استخدامهما.

وهناك طريقتان لحساب الانحراف عن المتوسط الأولى من القيم الخام والثانية من الجدول التكراري.

أ ـ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام:

. ويعتمد ذلك على حساب المتوسط الحسابي للقيم ثم حساب انحراف هذه القيم عن المتوسط. ثم جمع مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات وقسمة الناتج على عدد القيم فيساوي خارج القسمة الانحراف عن المتوسط.

مثال:

انحراف القيم عن المتوسط	القيم	الأشخاص
\ +	٤٥	1
۸ +	٥٢	۲
19 +	74	٣
· · ·	٣١	٤
۲ +	٥٠	٥
۲ -	£ Y	٦
19 -	<u> 70</u>	٧
<u> 78 + </u>	٣٠٨	مجـ القيم = .
<u> 78 - </u>	{ { = V ÷ m	متوسط القيم = ٨٠
صفر		

مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات = ٣٤ + ٣٤ = ٦٨ الانحراف عن المتوسط = ٦٨ ÷ ٧ = ٩,٧١

والخطوات التي تم اتباعها هي:

١ - جمع القيم للأشخاص السبعة .

٢ ـ قسمة مجموع القيم على عدد الأشخاص لنحصل على المتوسط.

٣ حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط بطرح المتوسط من القيمة .

٤ ـ جمع الانحراف الموجب الإشارة والسالب الإشارة كل على حدة ،
 ويجب أن يكون كلا الانحرافين متساوياً . فيكون الناتج صفراً .

مع الانحرافات الموجبة والانحرافات السالبة بصرف النظر عن إشاراتها، على بعضهما البعض.

٦ ـ قسمة مجموع الانحرافات على عدد الأشخاص لنحصل على
 الانحراف عن المتوسط.

ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكرارى:

يعتمد حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري على حساب الفرق بين المتوسط الحسابي ومركز الفئة وضرب هذا الفرق في تكرار الفئات . . . يتضح هذا الكلام في المثال الآتي :

مثال:

س ـ م × ك	س- م	س	ك ح	ح	실	ف
٤٥	٩	٩	۲۰_	٤ -	0	- ^
٨٤	٧	11	۳٦_	۳-	١٢	-1.
٧٥	0	۱۳	۳۰_	۲ _	١٥	- 17
٥٤	٣	10	۱۸ -	١ -	۱۸	- 1 ٤
10	١	۱٧	-	صفر	١٥	- 17
١٧	١	19	۱۷ +	١ +	۱۷	- ۱۸
٥٧	٣	۲١	٣٨ +	۲ +	۱۹	_ ۲۰
00	٥	74	۳۳ +	۳ +	۱۱	_ ۲۲
75	V	40	٣٦+	٤ +	٩	_ ٢٤
۸۱	٩	۲٧	٤٥ +	0 +	٩	77
0 2 7			179 +		14.	
			۱۰٤-			
			70+			

وخطوات حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري هي:

- ١ ـ حساب المتوسط الحسابي.
 - ٢ _ حساب مراكز الفئات.
- ٣ _ حساب الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط.
- ٤ ـ ضرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
 - نقوم بجمع العمود س م \times ك .

٦ _ نقوم بقسمة الناتج في الخطوة السابقة على مجموع التكرارات.

لنحصل على الانحراف عن المتوسط. $\frac{9-m-9\times 6}{2}$

ويتضح الكلام السابق بالتعويض عن القانون كما يلي: المتوسط الحسابي = $10 + \frac{170}{10} \times 1 = 10$ الانحراف عن المتوسط = $\frac{730}{10} = 10$, \$

(٤) الانحراف المعياري

يتشابه الانحراف المعياري مع الانحراف المتوسط في طريقة حسابه والاختلاف الوحيد يتركز في أن الانحراف المعياري يتخلص من الإشارات بتربيع القيم. وللحصول على الانحراف المعياري توجد طريقتان:

الأولى: من القيم الخام.

والثانية: من الجدول التكراري.

أ ـ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام:

وتتلخص هذه الطريقة بعد حساب الانحراف عن المتوسط تربيع هذا الانحراف (للتخلص من الإشارات) ثم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع هذه الانحرافات مقسومة على عدد الأشخاص. والانحراف المعياري بهذه

الصورة عبارة عن الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط.

مثال:

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم	الأفراد
1	١	٣٥	,
٩	٣_	٣٧	۲
188	14-	۲٠	٣
١	١.	٤٤	٤
١٦	٤ _	٣٠	٥
70	o	٣٩	٦
٩	٣	٣١	V
٣٠٤		۲۳۸	

$$7,09 = \overline{27,27} = \overline{7.5}$$
 الانحراف المعياري = $\sqrt{\frac{7.5}{V}}$

ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري:

وتتبع في ذلك نفس خطوات حساب المتوسط ثم تضرب ك حَ في حَ لنحصل على ك َح، وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

حيث أن:

ع = الانحراف المعياري.

ف = مدى الفئة.

بحرك حًا = مجموع ضرب الانحراف ك ح في ح .

مجـ ك= مجموع التكرارات.

بحـ ك ح = مجموع ضرب الانحراف ح في التكرار.

مثال:

ك أح	ك حَ	ح	গ	ف
٣	٣_	١ -	٣	_ 0
_	-	صفر	٤	- 1 •
٨	۸ +	\ +	٨	_ 10
٧٠	۱۰ +	۲ +	٥	_ 7•
٣١	٣_		۲.	
	۱۸ +			
	10+			

وبالتعويض عن القانون السابق تكون قيمة ع هي:

تمارين على مقاييس التشتت

١ ـ يوضح الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعة من الطلبة
 في أحد مقاييس الاتجاهات.

গ	ن
٣	-1.
٤	- Y •
١٣	- * •
11	_ ٤ •
1.	_ 0 •
1.	_7.

والمطلوب حساب:

١ ـ المدى المطلق.

٢ ـ نصف المدى الربيعي.

٣ - الانحراف عن المتوسط.

٤ - الانحراف المعياري.

٢ - فيما يلي قيم ٤٠ أربعين عاملاً على اختبار للمعلومات الميكانيكية:

- ١ ـ حساب المدى المطلق.
- ٢ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.
- ٣ ـ حساب التشتت عن طريق: نصف المدى الربيعي والانحراف المعياري.

سابعاً المعايير Norms

مقدمة: إن القيمة الخام في أي مجموعة من القيم لا تعطي معنى أو دلالة. فإذا فرضنا أن شخصاً ما أخذ في مادة ١٥ من عشريسن $(\frac{0}{1})$ فإن هذه الدرجة لا تدل على ما إذا كان هذا الشخص قوياً في هذه المادة أو متوسطاً أو ضعيفاً. فقد يكون الاختيار صعباً حتى أن هذه الدرجة هي أعلى الدرجات وقد يكون سهلاً بحيث أن هذه الدرجة أقل الدرجات أو قد يكون متوسطاً بحيث أن هذه الدرجة تقع في وسط التوزيع.

لهذا فإن القيمة الخام Raw Score لا تستعمل عادة في المقارنات ومن الوسائل المستخدمة لهذا الغرض الدرجة المعيارية والمئينية.

١ ـ الدرجة المعيارية Standard Score

وقانون الدرجة المعيارية (*) قائم على أساس حساب الفرق بين القيمة والمتوسط مقسوماً على الانحراف المعياري .

الدرجة المعيارية
$$=$$
 $\frac{|لقيمة - المتوسط = $\frac{m - 1}{2}$ الانحراف المعياري ع$

^(*) يمكن معرفة هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين درجة الفرد الخام وبين متوسط جماعته باستخدام الدرجة المعيارية وتوضع درجة الفرد في المعادلة مكان القيمة. ويعتبر الفرق دالأ عند مستوى ٠٠٠٠ إذا كانت الدرجة المعيارية ١,٩٦ ودالاً عند ٠٠٠٠ عندما تساوي ٢٠٥٨.

* والدرجة المعيارية على ذلك قد تساوي صفراً في حالة تساوي القيمة بالمتوسط.

* كذلك تكون الدرجة المعيارية موجبة الإشارة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط.

المتوسط. الدرجة المعيارية (.S.S) سالبة الإشارة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط.

مثال:

م في المثال السابق = ٥ ع في المثال السابق = ١,٤ فإذا أردنا حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتية:

7-0-8,0

نطبق القانون السابق:

الدرجة المعيارية للقيمة ٥,٤ = $\frac{0.1.0}{1.1}$ = - ٣٦.

الدرجة المعيارية للقيمة ٥ = $\frac{0-0}{1.1}$ = صفر = صفر

الدرجة المعيارية للقيمة $7 = \frac{7-0}{1.8} = \frac{1}{1.8}$

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية:

في الجدول السابق ما هي القيمة المقابلة للدرجة المعيارية + ٢.

معنى الدرجة المعيارية + ٢ هو أن القيمة الخام تزيد عن المتوسط بمقدار ٢ انحراف معياري أي بمقدار ٢ × ١,٤

القيمة الخام = المتوسط \pm الدرجة المعيارية \times ع

ولحساب القيمة المقابلة للدرجة المعيارية ـ ١ فإنها تساوي = ٥ ـ ١ × 7,7 = 1,5 = 0

٢ _ الدرجة التائية

وهي عبارة عن درجة معيارية متوسطها ٥٠ وانحرافها المعياري ١٠. وبها يمكن التخلص من الإشارات السالبة والموجبة في الدرجة المعيارية. فمثلاً لو كان لدينا درجة معيارية ـ ١ فإن الدرجة التائية المقابلة لها تساوي = ٠٥ - ١٠ × ١٠ = ٥٠ - ١٠ = ٠٠، وقانون الدرجة التائية يساوي:

= . • ± الدرجة المعيارية × ١٠.

٣ _ المئين

Percentile

يشير المئين لمركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها ويستعين به الأخصائي في عمليات الاختيار المهني Vocational Selection فبعد أن يطبق

الاختبار على الشخص ويقوم بتصحيحه فإنه يحاول أن يعرف مركز هذا الشخص بالنسبة لمجموعته في معايير الاختبار المئينية.

ويدل المئين على النسبة المئوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة. فإذا كانت الرتبة المئينية لشخص ما في اختبار معين بالنسبة لمجموعة هي (٩٠ درجة) كان معنى ذلك أن ٩٠٪ من أفراد العينة تحتل مكاناً أدنى من المكان الذي يحتله هذا الفرد ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المئينية للقيمة ذل ذلك على أنها قيمة كبيرة نسبياً بالنسبة لقيم المجموعة.

مثال:

ك صاعد	<u>ئ</u>	ف
٣٠	۳.	- Y
۸۰	٥٠	- ٤
17.	٤٠	۳ –
۱۷۰	٥٠	- A
۲	٣٠	-) •
	۲٠.	

والمطلوب في هذا المثال معرفة المئين الـ ٧٠ وتكون أول خطوة هي حساب رتبة القيمة في المجموعة ثم حساب قيمة المئين (قانونها كقانون الوسيط).

رتبة القيمة =
$$\frac{V}{V} \times V = V \times V$$
قيمة المئين = الحد الأدنى للفئة المئينية + $\frac{V}{V}$
رتبة القيمة ـ التكرار المجتمع الصاعد قبل الفئة المئينية $\frac{V}{V}$ مدى الفئة

تكرار الفئة

قيمة المئين في المثال السابق:

$$\Lambda, \Lambda = \frac{\xi \cdot}{0 \cdot 1} + \Lambda = \Upsilon \times \frac{1 \Upsilon \cdot - 1 \xi \cdot}{0 \cdot} + \Lambda =$$

الخطوات:

ا ـ أوجد رتبة المئين في المجموعة =
$$\frac{1}{1}$$
 \times بحـ ك

٢ ـ لإيجاد قيمة المئين تتبع نفس طريقة الحصول على الوسيط. أي نحصل على
 التكرار المجتمع الصاعد ومنه نعرف تكرار الفئة المئينية.

تمارين

الجدول التكراري الآتي يمثل توزيع أحد السمات الانفعالية:

4	ِ ف
٧	-1.
٨	- 17
۱۳	-18
10	_ 17
٥	- 11
۲	_ Y•

والمطلوب:

١ ـ حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتى:

Y - 1 - 1 7 - 1 1 - 1 ·

٢ ـ حساب قيمة المئين الـ ٥٠ ، ٤٠ ، ٥٥ .

٣ ـ أحسب الدرجات التائية المقابلة للدرجات المعيارية الآتية:

.1, - . . , & T + . . , 0 + . 1 - . 1, " +

الجُ زُوَّالثَّانِي الارمصَار النَّطبيِّقي

أولأ

معاملات الارتباط Correlation Coeficient

مقدمة: يستخدم معامل الارتباط في الكشف عن العلاقة بين أي متغيرين وعما إذا كانت هذه العلاقة موجبة أو سالبة. ويقصد بأن العلاقة موجبة (+) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه زيادة في المتغير الثاني، مثل الزيادة في انتظام التلاميذ وحضورهم إلى المدرسة يتبعه زيادة في درجة تحصيلهم، ومثل الزيادة في مواظبة العامل على عمله وإطاعته لأوامر رؤسائه (المتغير الأول) يتبعه زيادة في كفاءته الإنتاجية في العمل (المتغير الثاني). كما يقصد بأن العلاقة سالبة (-) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه نقصان في المتغير الأخر مثل زيادة أياغ غياب العامل عن عمله (المتغير الأول) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الثاني) ومثل زيادة عدد الحوادث التي يقع فيها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعه أنها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعه المتلع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في يستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في ناحية تبعها نقصان (عكس الزيادة) في الناحية الثانية.

وعندما نعبر عددياً عن نوع هذه العلاقة في مجال العلوم الإنسانية كعلم النفس وعلم الاجتماع فإن هذه العلاقة تقع بين أقل من + ١ وبين أقل من - ١ أي تقع بين + ٩٩,٠، - ٩٩,٠ وذلك لأن العلاقة التامة الكاملة سواء أكانت موجبة (+ ١) أو كانت سالبة (- ١) لا توجد في مجال علم النفس

والاجتماع بل توجد في مجال العلوم الطبيعية فقط مثل العلاقة بين حجم الغاز وضغطه فكلما زاد ضغطنا باليد على بالونة بها غاز قلت كمية الغاز الموجودة في البالونة بنفس مقدار الضغط . . . وهكذا . كذلك فإننا نجد عند وضعنا لحسم صلب من الخشب مثلاً على سطح إناء به ماء وضغطنا بإصبعنا على هذا الجسم فإن حجم الجزء الذي غاص من هذا الجسم في الماء يعادل كمية الماء التي زادت في الإناء و بنفس المقدار أي أن العلاقة هنا تكون تامة وموجبة أى تساوى + 1 .

والسبب في أن العلاقة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع لا تكون تامة موجبة أو تامة سالبة كتلك السابق الكلام عنها في العلوم الطبيعية راجع إلى أن موضوع الدراسة في مجال هذه العلوم (النفس والاجتماع) وهو أن الإنسان كائن متغير تبعأ للظروف العائلية والاجتماعية والبيئية التيي يعيش فيها. فنجده سعيداً في وقت وحزيناً في وقت آخر عندما تحدث له حادثة ما أو تلم به مصيبة أو كارثة لضياع نقوده أو رسوبه وعدم نجاحه في الامتحان أو العمل. كذلك نجد أن هذا الإنسان في وقت ما يتمتع بعلاقات حسنة مع زملائه وأصدقائه وأفراد أسرته وفي وقت آخر نجد أن هذه العلاقات قدسادها التوتر والصراع بسبب عدم التعاون أو المنافسة على موضوع ما بينه وبين باقي أفراد جماعته. كذلك نجد أن هذا الإنسان يفكر تفكيراً صائباً سليماً في لحظة ما، وفي لحظة أخرى نجد أن تفكيره قد تلون بالاضطراب والتفكك وذلك لشدة واستمرار ما يواجهه في دراسته أو عمله من مواقف الفشل وعدم النجاح، ولهذا كله فإننا لا نتوقع مثلاً أنه إذا حفظ الطالب أو تلميذ التدريب درسه وعرف جميع قواعده وحل كثيراً من الامتحانات السابقة المماثلة أن يحصل على الدرجة النهائية ـ وهذا الكلام بالنسبة للأغلبية بالطبع لأنه من المحتمل كثيراً أن يحدث للطالب يوم الامتحان أمر ما يؤدي إلى عدم حصوله على الدرجة النهائية كتأخر لحظات عن الامتحان نتيجة لظروف المواصلات

أو لضياع بطاقة دخوله الامتحان مما يؤدي ذلك إلى تأخره بعض الوقت حتى يتم إثبات شخصيته بوسيلة أخرى. أو كأن يكسر سن قلمه أو ينضب ما فيه من حبر، أو يحدث في بيته أي خلاف بين أبيه وأمه... إلخ. كل هذه الأمور بدون أدنى شك تؤثر في نتيجة الطالب و بالتالي _ وكما سبق أن قلنا _ لا نتوقع أن تكون هناك علاقة تامة موجبة أو تامة سالبة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع بل تكون العلاقة فيهما جزئية موجبة (+ ٢ ٤ ٢ ، • مثلاً) أو جزئية سالبة الخمس إحصائياً:

أ ـ التامة الموجبة .

ب ـ التامة السالبة.

جــ الجزئية الموجبة.

د ـ الجزئية السالبة.

هــ العلاقة الصفرية أي لا يوجد علاقة بين المتغيرين.

وأشكال معاملات الارتباط كثيرة منها:

أ ـ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

ب ـ معاملات ارتباط بيرسون الأتية:

١ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.

٢ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف عن المتوسط.

٣ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

جــ معامل التوافق.

د ـ معامل فاي .

هـ ـ معامل الارتباط الثنائي.

وسنتناول كل منها فيما بعد بالتفصيل محددين الخطوات المختلفة المستخدمة في حسابه، ضاربين كثيراً من الأمثلة المحلولة على ذلك.

(١) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

Rank Correlation

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون العدد فيها صغيراً ويعتمد في حسابه على ترتيب القيم في كل من المتغيرين موضوع الدراسة ثم حساب الفرق بينهما وبعد ذلك يتم تربيع هذا الفرق للتخلص من الإشارات.

وقانون معامل ارتباط الرتب هو:

 $\frac{7+\frac{1}{2}}{(1-7)} - 1 = 0$

ولعل كلامنا يكون واضحاً لو أوردنا المثال الآتي:

مثال (١).

أراد باحث أن يعرف هل هناك علاقة بين حجم أسرة العامل الصناعي وكفاءته الإنتاجية أم لا؟. أي هل كلما زاد عدد أفراد أسرة العامل كلما زادت كفاءته الإنتاجية أم العكس؟. فقام الباحث بجمع بيانات عن خمسة من هؤلاء العمال تتعلق بعدد أفراد أسرتهم (المتغير س) وتتعلق بكفاءته الإنتاجية (المتغير ص) فكانت كما يلي:

ن،	ن	ر تبة ص	ر تبة س	الكفاءة الإنتاجية (ص)	حجــمالأسرة (س)	العمال (ق)
١	١-	۲	١	٤	٥	١
١	١ _	٥	٤	١	۲	۲
\	١	٣	۲	٣	٤	٣
٤	۲ +	١	٣	٥	٣	٤
٤	۲_	٤	٥	۲	١	٥
11	۳ +		10	10		
	٣_					
	صفر					

وبالتعويض عن معادلة ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثـال كمـا يلي:

$$c = \frac{r \times 1}{17 \cdot 1} = \frac{r \times 1}{(1 - 70)^{\circ}} = 1 - \frac{rr}{17} = 1$$

$$c = 1 - 00, r = 0.3$$

حبث أن:

ر = معامل الارتباط.

ف = مجموع مربع الفرق بين رتبة س ، رتبة ص .

ن = عدد الأفراد.

ن = مربع عدد الأفراد.

مثال (٢):

أراد باحث أن يكشف عن العلاقة بين العمر والذكاء لدى مجموعة مكونة من ٦ ستة أفراد وكانت درجاتهم على هذين المتغيرين كالآتي:

ف ٔ	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٤	۲_	٤	۲	٩	70	١
صفر	صفر	٣	٣	١.	10	۲
صفر صفر	صفر	١	١	17	٣٠	۳۰
صفر	صفر	٥	٥	٨	١.	٤
۱٦.	٤ +	۲	٦	11	٨	٥
٤	۲ _	٦	٤	٧	١٢	۳
7 £	٤ +	71	71			
	٤ _					
	صفر					

$$c = 1 - \frac{r \times 37}{r(r77 - 1)} = 1 - \frac{331}{r \times 677} = 1$$

$$c = 1 - \frac{331}{177} = 1 - r \wedge r, \cdot = \times 1 - Pr, \cdot = 177, \cdot = 177$$

أ - خطوات حساب معامل ارتباط الرتب:

ومن خلال المثالين السابقين يتضح لنا أن خطوات معامل ارتباط الرتب تنحصر فيما يلى:

١ ـ نقوم بترتيب المتغير الأول (س) ترتيباً تنازلياً وذلك بإعطاء الرتبة الأولى لأكبر درجة والرتبة الثانية للدرجة التي تليها وهكذا. ويوضع هذا الترتيب في العمود الثالث المسمى رتبة س.

٢ ـ نقوم بترتيب المتغير الثاني (ص) بنفس طريقة ترتيب المتغير الأول وذلك بإعطاء أكبر درجة الرتبة الأولى والدرجة التي تليها الرتبة الثانية وهكذا حتى ننتهي من إعطاء رتب لكل درجات المتغير. ويوضع هذا الترتيب في العمود الرابع المسمى رتبة ص.

- ٣ ـ نقوم بحساب الفرق بين رتبة س وبين رتبة ص وذلك بطرح رتبة ص من رتبة س أو العكس كلاهما صحيح. ويوضح الناتج في العمود المسمى ف أي الفرق.
- ٤ ـ نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى
 ف٢.
- ٥ ـ نقوم بجمع القيم الموجودة في العمود ف٢ لنحصل على مجـ ف ٢.
 ويمكن مراجعة الخطوات السابقة للتأكد من صحتها على النحو الآتى:
- ١ ـ أن يكون مجموع العمود رتبة س مساوياً لمجموع العمود رتبة
 ص .
- ٢ ـ أن يكون مجموع العمود الخامس ف مساوياً للصفر أي أن يكون
 مجموع القيم الموجبة مساوياً لمجموع القيم السالبة .
 - ٦ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون على النحو السابق ذكره.
- ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين س، ص أو أحدهما.

في أحيان كثيرة يحصل أحد أفراد العينة أو أكثر على نفس الدرجة التي يحصل عليها فرد آخر. أي أن يتكرر وجود أكثر من درجة متساوية في القيمة مع بعضها البعض كأن يحصل محمد في المتغير س وهو التذكر على درجة ١٢ وهي نفس الدرجة التي حصل عليها حسام فلو كانت درجتي أحمد وحسام هما أعلى الدرجات التي حصل عليها أفراد العينة أعطينا أحدهما الرتبة الأولى أي واحد وأعطينا الآخر الرتبة الثانية أي اثنين ثم نقوم بعد ذلك بجمع الرتبتين وقسمتهما على عددهما فيكون الناتج هو الرتبة التي توضع أمام درجتي أحمد وحسام وذلك على النحو الآتي:

الأسماء	س	الرتبة	رتبة
أحمد	١٢	(1)	١,٥
حسام	١٢	(Y)	١,٥

متوسط مجموع الرتبتين (٣) ÷ ٢ = ١,٥

مثال (٣):

ن ۲	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٩,٠٠	٣,٠_	٤	١	٨	۲٠	١
٠, ٢٥	۰,٠٥_	٣	۲,٥	٩	١٩	۲
١,٠٠	١,٠	١,٥	۲,٥	١.	۱۹	٣
١,٠٠	١,٠_	٥	٤	٧	١٥	٤
17,70	٣,٥	١,٥	٥	١.	١٢	٥
77,00	٤,٥_	١٥	١٥			
	£,o+					
	صفر					

ففي هذا المثال (٣) نجد أنه عند ترتيبنا للمتغير س أعطينا أكبر قيمة وهي الرتبة واحد، والقيمة التي تلي ذلك هي ١٩، نجد أنه توجد قيمة أخرى مساوية لها فنعطي أحد القيمتين اثنين والقيمة الأخرى الرتبة ثلاثة ثم نقوم بقسمتهما على النحو التالي: $\Upsilon + \Upsilon = 0 \div \Upsilon = 0$ أي أن رتبة كل من القيمتين واحدة وهي $\Upsilon = 0$ وذلك لأنهما متساويتين. وكذلك الأمر بالنسبة للقيمة ١٠ في المتغير ص.

وبالتعويض عن معادلة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلي:

$$c = l - \frac{r \times c, \eta \gamma}{o \times o \gamma - l}$$

$$c = l - \frac{l \cdot 1}{o \times v \cdot \gamma} = l - \lambda l, l = -\lambda l, \cdot$$

ج ـ حساب العلاقة بين متغيرين ينقسمان انقساماً نوعياً بمعامل ارتباط الرتب:

يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب في حساب العلاقة بين متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً نوعياً حسب طبيعة البحث مثل العلاقة بين تقديرات الاقتصاديين لمستواهم الاقتصادي.

مثال:

فيما يلي تقديرات المدرس لمستوى تحصيل ثلاثة من تلاميذه وكذلك تقديرات المختلصين لمستواهم الاقتصادى.

ق التحصيل الاقتصادى رتبة التحصيل رتبة الاقتصادي الفرق مربع الفرق

$$\cdot , \circ = \cdot , \circ _{-1} = \frac{17}{12} = \frac{7 \times 7}{12 \times 7} = 1 = 0, \cdot = 0,$$

أى أن العلاقة بين التحصيل والمستوى الاقتصادي علاقة موجبة.

تمارين (*)

١ _ في دراسة على مجموعة من الأطفال أجرى الباحث عليهم

^(*) من المفيد في مثل هذه التمارين أن يقوم الطالب بحلها بنفسه أولاً حسب القواعد السابقة ثم يقوم بمراجعة حله بالحل الموجود بعد التمارين.

اختبارين أحدهما يقيس القدرة على التصور والثاني يقيس اقدرة على التذكر وكان عدد هؤلاء الأطفال ١٠ وكانت درجاتهم كما يلى:

س (التصور): ١٢ - ٢٤ - ١٨ - ١٠ - ١٧ - ٢٢ - ٢١ - ٢٣ - ٢٦ - ٦٣

ص (التذكر): ٨ - ١٣ - ١٤ - ٢٢ - ١٧ - ٢ - ٥ - ١٥ - ٣

٢ ـ أجرى باحث بحثاً على مجموعة من الذكور عددهم ٥ أفراد فطبق
 عليهم اختباراً للشخصية لقياس الانطواء والانبساط فكانت درجاتهم عليهما:

س (الانطواء): ٥-٦-٥-٤-٣

ص (الانبساط): ١٢ - ١١ - ١٠ - ١١ - ٨

أحسب معامل الارتباط في الدراسة والبحث السابقين.

٣ ـ صنفت درجات خمسة من العمال على اختبار للذكاء إلى خمس مستويات كما استخرجت تقديراتهم على مقياس الكفاية الإنتاجية فكانت كما يلى:

العمال ١ ٢ ٣ ٤ ٥ الذكاء ضعيف أقل متوسط فوق جيد جداً الكفاية مقبول متوسط جيد جيد جداً ممتاز

والمطلوب حساب لارتباط بين الذكاء والكفاية .

الحل:

التمرين الأول:

ن ،	ف	رتبة ص	رتبة ص	ص	س	ق
صفر	صفر	٧	٧	٨	١٢	١
٩	۳_	٥	۲	۱۳	7 £	۲
١	\ +	٤	٥	١٤	۱۸	٣
٤٩	٧ +	١	٨	74	١.	٤
٤٩	٧ +	۲	٩	17	٧	.
17	٤ _	١.	7	*	۱۷	٩
٤٩	٧ _	٨	١	٥	٣٢	٧
١	\ +	٣	٤	10	71	٨
٩	٣_	. 7	٣	11	74	٩
	\ +	٩	١.	٣	7	١.
۱۸٤	۱٧_	٥٥	00			
	17 +					
	: .					

$$\frac{1 \cdot 1 \cdot \xi}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{1 \cdot 1 \cdot \xi \times 7!}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = 1 = \frac{3 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = 1$$

التمرين الثاني:

$$\frac{\lambda\xi\times 0}{0\xi}-1=\frac{1-\lambda0\times 0}{1-\lambda0\times 0}-1=0$$

$$\cdot, 00 = \cdot, 20 = \frac{02}{171} - 1 = 0$$

التمرين الثالث:

ق	الذكاء	الكفاية	رتبة ذكاء	رتبة كفاية	ف	ف≀
Ì	ضعيف	مقبول	٥	٥	صفر	صفر
٤	أقل	متوسط	٤	٤	صفر	صفر
٣	متوسط	جيد	٣	٣	صفر	صفر
٤	فوق	جيد جداً	۲	۲	صفر	صفر
٥	جيد جداً	ممتاز	١	١	صفر	صفر

$$1 + \frac{\sigma \times \sigma}{1 \cdot 1} = 1 - \frac{\sigma \times \sigma}{1 \cdot 1} = 1 - \frac{\sigma}{1 \cdot 1} = 1$$

حدود معامل الارتباط

تبين بعد الجزء السابق كيفية الحصول على معامل الارتباط ويجدر بنا هنا أن نعرف من خلال التمارين الإحصائية المختلفة حدود هذا العامل مدللين على ذلك بالأمثلة. وإننا نستطيع تبين هذه الحدود من خلال النظر لرتبة كل من المتغيرين، ومن خلال جدول الانتشار أو ما يسمى بالجدول المزدوج.

أ ـ من خلال النظر للرتب

١ - في حالة العلاقة التامة الموجبة:

مثال:

		رتبة ص	رتبة س	ص	ص	ق
صفر	صفر	1	١	٦	۲.	١
صفر	صفر	۲	Y	o	۱۸	۲
صفر	صفر	٣	٣	٣	٩	٣
صفر	صفر	٤	<u> </u>	صفر	٧	٤
صفر	صفر	١.	١.			

$$c = 1 - \frac{7 \times obc}{3 \times 13 \times 1} = 1 - \frac{obc}{3}$$

ويتضح لنا بمجرد النظر لرتبة كل من المتغيرين س، ص أن قيم المتغير س قد أخذت نفس رتب قيم المتغير ص وفي هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة معامل الارتباط تساوي + 1 أي أنها علاقة موجبة.

٢ ـ في حالة العلاقة التامة السالبة:

مثال:

ف٢	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٤٩	٧_	٨	١	17	40	1
40	٥_	٧	۲	۱۳	44	۲
٩	٣_	٦	٣	**	۱۸	٣
١	١ -	٥	٤	44	۱۷	٤
١	١ +	٤	٥	٣.	١.	٥
٩	۴ +	٣	٦	٤٥	٩	٦
40	o +	۲	٧	٥٠	٨	٧
٤٩	٧ +	١	٨	70	۲	٨
١٦٨	17_	77	77			
	ع ١٦					
	صفر					

$$= \frac{134 \times 7}{1327} = 1$$

$$1 = Y - 1 = \frac{1 \cdot \cdot \wedge}{3 \cdot \circ} = 1 - Y = -1$$

ويلاحظ بمجرد النظر إلى العلاقة العكسية بين رتب المتغير (س) ورتب المتغير (ص) فنجد أن القيمة الأولى ٣٥ في المتغير س قد أخذت الرتبة ١ بينما القيمة الأولى ١٢ في المتغير ص قد أخذت الرتبة ٨. كذلك نلاحظ أن القيم في المتغير س مرتبة ترتيباً تنازلياً والقيم ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً وهنا يعني أن الزيادة في المتغير الأول (س) يتبعها نقصان في المتغير الثاني (ص).

ب ـ من خلال جدول الانتشار (*)

في الجدول التكراري يتم وضع الدرجات الخاصة بمتغير واحد فيه على شكل فئات وتكرارات. أما جدول الانتشار أو الجدول المزدوج فهو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معاً ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد حساب العلاقة بينهما. لكن الفرق بين الجدول التكراري وبين الجدول المزدوج هو أنه يتم وضع علامة واحدة لتعبر عن كل قيم في الأول أما في الثاني فإنه يتم وضع علامة واحدة أيضاً لكن هذه العلامة تعبر عن قيمتين الأولى خاصة بالمتغير الأول والثانية خاصة بالمتغير الثاني.

وفيما يلي المثالين السابقين في حالة العلاقة التامة الموجبة والعلاقة التامة السالبة لنوضحها من خلال جدول الانتشار.

١ - في حالة العلاقة التامة الموجبة:

مثال:

بح	_0	صفر	ص/ س	ص	س	ق
۲		//	_ Y	٦	۲.	١
۲	11		- 17	٥	١٨	۲
٤	۲	۲	بج	٣	٩	٣
L			<u> </u>	ا صفر	٧	٤

وقد تم عمل الجدول المزدوج السابق باتباع الخطوات الآتية:

١ - عمل جدول بالصورة السابقة والتي تختلف فئاته حسب عدد
 القيم .

- ٢ _ جعل فئات المتغير س هي المربعات الرأسية .
- ٣ ـ جعل فئات المتغير ص هي المربعات الأفقية .
- ٤ ـ عمل فئات للمتغير س بنفس طريقة الجدول التكراري.
- ٥ ـ عمل فئات للمتغير ص بنفس طريقة الجدول التكراري.
 - ٦ ـ لوضع درجات المتغيرين في الجدول يكون كالآتي:

١ ـ يتم تفريغ كل درجتين متقابلتين معاً ، وعلى سبيل المثال يتم تفريغ
 القيمتين الخاصتين بالفرد ١ الأول وهما ٢٠ ، ٦ معاً .

٢ ـ نجد بالنسبة للقيمة الأولى من المتغير س وهي ٢٠ يمكن تفريغها في الفئة
 ١١ ـ ، وأن القيمة الأولى من المتغير ص وهي ٦ يمكن تفريغها في الفئة
 ٥ ـ .

٣ ـ نبحث عن المربع المقابل للفئة ١٧ ـ وفي نفس الوقت يكون مقابلاً
 للفئة ٥ ـ وهو هنا في هذه الحالة المربع الأخير.

٤ ـ نقوم بوضع علامة / في هذا المربع لتعبر هذه العلامة عن العلاقة
 بين هاتين الدرجتين ويمكن أن نصور ذلك على النحو الآتي:

٥ ـ بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٢) الثاني وهما ١٨، ٥ نجد أن القيمة الأولى ١٨ من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ١٧ ـ ، وأن القيمة الثانية ٥ من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة ٥ ـ وعلى هذا الأساس يتم البحث عن المربع المقابل لكل من هاتين الفئتين معاً فنجده أنه هو نفس المربع الأخير والسابق وضع علامة للقيمتين ٢٠، ٦ فيه فيتم على هذا الأساس وضع علامة ثانية في نفس المربع لتعبر عن العلاقة بين الدرجتين المربع أيضاً.

7 - بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٣) الثالث وهما ٣،٩ نجد أن القيمة الأولى, من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ٧ - ، والقيمة الثانية من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة صفر - . وعلى هذا الأساس يتم بعد ذلك البحث عن المربع لكل من الفئتين السابقتين فنجد أن المربع الأول في العمود الأول والصف الأول فيتم وضع علامة / فيه لتعبر عن العلاقة بين هاتين الدرجتين .

٧ ـ كذلك نجد أنه يمكن تمثيل القيمتين الأخيرتين الخاصتين بالفرد
 (٤) الرابع وهما ٧، صفر في نفس مربع القيمتين السابقتين وهما ٣،٩.

النتيجة: عندما تكون العلاقة تامة موجبة فإننا نجد أن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من أ ـ د كما يتبين في الجدول السابق:

بج	- 7	- £	_ Y	رص س	,
				- 0	
				- 1 •	
				- 10	
				ᆠ	

٢ ـ في حالة العلاقة التامة السالبة:

،ج							, i	ص	س
	<u>ج</u> ـ	- 07	_ £ Y	- YV	- 17	/ص س		١٢	٣٥
		/	//	/		_ Y		١٣	٣٢
				11		- 17		**	١٨
Į	-		-	· .				47	17
						- ۲۲		۳.	١.
					//	- 47		٤٢	٩
						مج		٥٠	٨
ا د			<u> </u>	l	<u> </u>		ل ا	70	۲

النتيجة: تم وضع القيم الخاصة بالمتغيرين بنفس الصورة السابقة وعندما تكون العلاقة تامة سالبة فإن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من حــب كما يلي وكما يتبين في الجدول السابق.

بح	_ ٦	- £	_ Y	س ص
	R			_ 0
				- 1 •
				-10
-			7	بح

تمارين

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من العمال للكشف عن العلاقة بين أجورهم وعدد مرات الجزاءات التي توقع عليهم فكانت القيم التي حصل عليها بالنسبة لخمسة عشر عاملاً بالنسبة للأجور والجزاءات هي:

بين العلاقة بين المتغيرين بالطرق الأتية:

أ ـ جدول الانتشار .

ب - الرتب بين المتغيرين.

جـ الطريقة الإحصائية.

٢ ـ أراد باحث أن يعرف العلاقة بين العمر والأجر الذي يحصل عليه الموظف في عمله فأجرى بحثه على ثماني أفراد فكانت أعمارهم وأجورهم
 كما يلى:

س: ٥٠ ـ ٨٩ ـ ٥٥ ـ ٣٨ ـ ٣٨ ـ ٥٠ ـ ٢٠

ص: ٣٢ - ٢٨ - ٢٧ - ٢٤ - ٢٢ - ٢١ - ١٨

أحسب العلاقة بين المتغير بنفس الطريقة السابقة.

الحل:

١ ـ حل التمرين الأول:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

	ኍ	-٣٠	- ۲٦	- 77	- ۱۸	- \ ٤	-1.	-7	<u>س</u> ص
		/	//						-1.
				/					- ۲۰
				/	//				-٣٠
						//	/		- į ·
							/		O•
Ĺ							/	//	٦٠
								/	- > •
									بج

ويتضح من مسار خط الانتشار الذي يصل بين ب، جـ أن نوع العلاقة تامة سالبة.

ب ـ عن طريق الرتب بين المتغيرين:

ٺ⁺	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
197	۱ ٤ +	. }	١٥	۳.	١.	1
1 £ £	17 +	7	۲	Y A	10	۲
١	۱. +	~ \	14	77	۱۷	٣
7 £	^ +	٤	17	7 £	**	٤
٣٦	٦ +	٥	1/11	**	44	٥
17	٤ +	٦	1/1.	۲.	74	٦
٤	Y +	٧	1 9	۱۸	٣٨	٧
صفر	صفر	٨	^	71	٤٠	٨
٤	۲_	٥	\ \ \ \	10	٤٥	٩
٦	٤ -	١.	117	١٢	٤٨	١.
٣٦	٦_	11	1 0	. 11	۰۰	11
٦٤	A -	١٢	/ \ ٤	١.	٦٥	١٢
١	١٠-	14	/ / *	٨	٦٦	۱۳
188	۱۲ –	1 8	/ ٢	٧	٨٢	١٤
197	۱٤ -	10	A'	٦	٧.	10
117.	- 70					
	07 +					
	صفر					

ويتضح من رتبتي س، ص أن رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغير ض واحد، ويتضح لنا من مجرد النظر للرتب أن العلاقة عكسية.

جـ ـ بالطريقة الإحصائية:

$$\omega = \frac{7 \times 771}{100 \times 377} = \frac{7 \times 771}{100 \times 377}$$

$$1 = Y = 1 = \frac{7VY}{mmq} - 1 = 1$$

وتشير القيمة الناتجة ـ ١ إلى أن العلاقة تامة سالبة .

٢ ـ حل التمرين الثاني:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

حـ									. î		
	.	- ٣٢	- ۲۹	_ ۲٦	- ۲۳	- ٢	- ۱۷	رص س	,		ق
							/	_ Y ·	حین	س	٠
							ļ		٣٢	٥٠	1
							/	- 40	۲۸	٤٨	۲
		/						_٣٠	**	٤٥	٣
									7 £	٤٣	٤
						//		- 40	· ۲ ۲	٣٨	0
					/			- ٤٠	۲.	40	٦
				11				_ {0	۱۸	40	٧
								بح	17	۲.	٨
اد					<u> </u>				ب		

ويلاحظأن خط الانتشار الخاص بالعلامات يسير في الاتجاه أ ـ د مما يعطينا تنبوءاً بأننا لوحسبنا العلاقة فستكون موجبة.

٢ - عن طريق الرتب:

ف٢	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
صفر	صفر	1	١	٣٢	o • ·	١
صفر	صفر	۲	۲	44	٤٨	4
صفر	صفر	٣	٣	**	٤٥	٣
صفر	صفر	£	٤	7 £	24	٤
صفر	صفر	٥	٥	77	٣٨	٥
صفر	صفر	٦	٣	۲.	40	٦
صفر	صفر	٧	٧	۱۸	70	٧
صفر	صفر	٨	٨	۱۷	۲.	٨
صفر	صفر					

ومن مجرد النظر إلى رتب س، ص نجد أن قيم س قد أخذت نفس رتب ص مما يجعلنا نتنبأ أيضاً بأن العلاقة ستكون ـ لو حسبناها إحصائية ـ تامة موجمة.

٣ ـ بالطريقة الإحصائية:

$$m = 1 - \frac{7 \times obj_{-1}}{\Lambda(17-1)} = -\frac{obj_{-1}}{1.00}$$

$$m = 1 - obj_{-1} = -\frac{obj_{-1}}{1.00}$$

(٢) معاملات ارتباط بيرسون

تتفادى معاملات ارتباط بيرسون العيوب الموجودة في معامل ارتباط الرتب والمتعلقة باعتماده على الرتب في حسابه لا على القيم نفسها. ومعاملات بيرسون هي:

أ _ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات .

ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام. جـ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

وبدون شك فهناك أنواعاً عديدة أخرى من معاملات الارتباط سيأتي ذكرها في القسم الخاص «بالإحصاء المتقدم» بعد ذلك. وسنتناول فيما يلي طرق حساب معاملات ارتباط بيرسون كل على حدة.

أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

يعتبر معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات من أكثر معاملات الارتباط شيوعاً لأنه يتأثر بجميع القيم المعطاة. فهو إذاً يسد نقصاً هاماً في معامل ارتباط الرتب لأن ذلك الأخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها كما سبق أن ذكرنا، وحساب معامل الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم إذ أن زيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة معامل الارتباط إذا حسبناه باستخدام معامل الرتب لسبيرمان. هذا بينما يتأثر معامل بيرسون بأي تغيير في القيمة. وسنعطي أمثلة نقار ن من خلالها بين الطريقتين، ولكي يتأكد بواسطتها هذا الكلام ا

ويعتمد معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات على حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما ثم يتم حساب انحراف كل قيمة عن متوسطها ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من أربعة أشخاص لمعرفة العلاقة بين مستوى ذكائهم (س) وسمات شخصيتهم (ص)، وكانت دراجاتهم على المتغيرين س، ص كما يلي:

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات هو:

حث أن:

حُ اس = مربع انحراف القيم عن متوسطها وذلك بالنسبة للمتغيرس.

حُ الله ص = مربع انحراف قيم المتغير ص عن متوسطها. وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن:

$$\cdot, \cdot \wedge \pi = \frac{\gamma \pi, \circ \cdot}{\gamma \wedge \gamma, \wedge \vee} = \frac{\gamma \pi, \circ \cdot}{\gamma \wedge \pi, \cdot \times \gamma \wedge \gamma, \vee \varepsilon} = 0$$

والخطوات التي تم من خلالها حساب معامل الارتباط عن طريق الانحرافات هي:

١ - جمع قيم المتغير س وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير س (مجـ س) في المثال السابق ٨٧، ومتوسط هذا المتغير ٢١,٧٥.

٢ - جميع قيم المتغير ص وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير ص (مجـ ص) في المثال السابق ١٩٠، ومتوسط هذا المتغير ٥,٧٥.

٣ ـ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير س عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير س ويوضع الناتج في العمود ح س أي انحراف القيم عن متوسطها.

٤ - حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير ص عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير ص ويوضع الناتج في العمود ح ص أي انحراف القيم عن متوسطها.

تربيع كل انحراف من الانحرافات الموجودة في العمود حسل المحمول على العمود ح سس ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجرح سس.

٦ - تربيع كل انحراف من الانحرافات الموجودة في العمود ع ص ليتم الحصول على العمود ع ص ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجرع ص .

٧ ـ يتم ضرب انحراف ح س × ح ص ليتم الحصول على ح س ح ص . ويتم بعد ذلك جمع حاصل ضرب هذه الانحرافات في بعضها لنحصل على مجـ ح س ح ص .

٨ ـ بعد ذلك يطبق القانون السابق ذكره.

مقارنة معامل ارتباط الرتب بمعامل الارتباط عن طريق الانحرافات

سبق أن قلنا أن عيوب معامل ارتباط الرتب أنه يعتمد في حسابه على الرتب لا على القيم نفسها. ومعنى ذلك أنه لو تغيرت القيم فلن تتأثر قيمة معامل الارتباط. لكنه في حالة معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات فإننا نجد أن أي تغير في القيم يؤثر على قيمة معامل الارتباط وهذا هو المتوقع. وفيما يلي مثالاً تم حله بطريقة الرتب وبطريقة الانحرافات.

بطريقة الرتب:

ف٢	ف	ز ص	ز س	ص	س	ق
صفر	صفر	۲	۲	٤٥	۲.	1
٤	۲	١	٣	٥٠	10	۲
صفر	صفر	٤	٤	٣.	٥	٣
٤	<u> </u>	٣	1	٤١	74	٤
	صف					

 $\bullet, \Upsilon = \bullet, \Lambda - 1 = \frac{1\Lambda}{7} - 1 = \frac{\Lambda \times 7}{1 - 17 \times 2} - 1 = 0$

بطريقة الانحرافات:

حَ س حَ ص							
10,98+	18,7	۱۸,٦	۳,۷0 +	٤, ٢٥ +	٤٥	۲.	١
て, 07_	٧٦,٥٦	,07	۸,۷٥+	٠,٧٥_	٥٠	10	۲
170,98+	177,07	11,07	11,70_	١٠,٠٠_	٣٠	• 0	٣
۹,،٦_	١,٥٦	07,07	1, 40_	V, Yo +	٤٠	74	٤
10,77_	Y11, V£	117,78	:		170	74	
۱۳٦,۸۸+							
171,77							

$$c = \frac{171, 77}{171, 11} = 0.7, \bullet$$

وهكذا يتضح أن قيمة معاصل الارتباط قد تغيرت في معاصل ارتباط الرتب عنه في معامل الارتباط عن طريق الانحرافات. ليس ذلك فقط بل وكما سبق أن قلنا فإن معامل ارتباط الرتب نفسه لا تتغير قيمته إذا زادت القيم أو نقصت ما دامت هذه الزيادة أو النقص لا يغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة ، في حين أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات تتغير لو تغيرت القيم . وسنعطى فيما يلي أمثلة تبين ذلك .

مثال:

					بير القيم	قبل تغب
ف'	ف	ر ص		ص	س	
صفر	صفر	٣	٣	۲.	10	1
صفر	صفر	۲	۲	٣.	**	۲
صفر	صفر	٤	٤	١.	٨	٣
صفر	صفر	١	1	٤٠	40	٤
صفر	صفر		<u>فر</u> = ٦	<u></u>	۱ - ۲ × صن ۱ - ۲ × ۱۱ - ۱	س =

وحساب نفس المثال مع تغيير في القيم في كل من المتغيرين: .

بعد تغيير القيم ف، ف ر ص ص صفر ٣ ٣ ١. 1. صفر ۲ 40 صفر صفر ٣ ٤ 30 ۳. $m = 1 - \frac{7 \times \text{obs}}{3 \times 1} = 1 - \frac{\text{obs}}{3 \times 1}$ س = ۱ ـ صفر = + ۱

وهكذا نجد أن معامل ارتباط الرتب لم تختلف قيمته عن + ١ رغماً من اختلاف القيم في المتغيرين س، ص في الحالتين. بينما تختلف قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات في نفس الحالتين السابقتين وسنبين ذلك فيما يلي:

الحالة الأولى: قبل تغيير القيم.

$$\cdot, 990 = \frac{170}{170} = \frac{170}{177, 12 \times 0.00} = 0$$

الحالة الثانية _ بعد تغيير القيم:

$$\rho = \frac{1}{3} = 07, 71$$

$$\rho = \frac{3V}{3} = 0, 11$$

$$c = \frac{3V}{3} = 0, 17$$

$$c = \sqrt{3V, 177 \times 190} = \frac{70, 173}{91, 173} = 799, 199$$

وهكذا نجد أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات قد تغيرت قيمته في الحالة الثانية وذلك لأن القيم نفسها قد تغيرت أي أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بالقيم نفسها بينما لم نجد ذلك في معامل ارتباط الرتب.

ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القم الخام:

وجدنا في معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات أنه يتطلب كثيراً من الخطوات ونتائجه يوجد بها الكثير من الكسور مما يحتاج لوقت طويل في حسابه إلى جانب أن الباحث قد يقع في الكثير من الأخطاء نتيجة لذلك. أما معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام فيتحاشى ذلك. ويعتمد هذا

المعامل في حسابه على تربيع القيم في كل متغير من المتغيرين ثم ضرب المتغير س في المتغير ص. وفيما يلى مثالاً يوضح ذلك:

مثال:

وقانون معامل الارتباط عن طريق القيم الخام:

و بالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن قيمة :

$$C = \Upsilon \Lambda - \frac{VI \times \cdot Y}{\circ}$$

$$P \Gamma - \frac{(VI)'}{\circ} \times - \frac{(\cdot Y)'}{\circ}$$

$$V_{1} = \frac{1\xi}{1\xi \cdot 4V} = \frac{1\xi}{1\xi \cdot 4V} = \frac{1\xi}{1\xi \cdot 4V} = \frac{1\xi}{1\xi \cdot 4V} = 0$$

خطوات حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام:

١ ـ تربيع قيم س ويوضع الناتج في العمود س'.

٢ ـ تربيع قيم ص ويوضع الناتج في العمود ص١٠.

٣ ـ ضرب قيم س × قيم ص ويوضع الناتج في العمود س ص.

٤ _ تجمع الأعمدة لنحصل:

من العمود الأول على مجـ س.

ومن العمود الثاني على مجـ ص.

ومن العمود الثالث على مجـس١.

ومن العمود الرابع على مجـص١.

ومن العمود الخامس على مجـ س ص.

ه ـ نطبق القانون الأتى:

حيث أن :

س = معامل الارتباط.

مجـ س ص = مجموع ضرب القيم في المتغيرين س، ص في بعضهما البعض.

ن = عدد الأفراد.

مجـ س = مجموع القيم في المتغير س.

مجـ ص = مجموع القيم في المتغير ص.

مجـ س' = مجموع تربيع القيم في المتغير س.

مجـ ص على على عنه عنه عنه عنه المتغير ص.

جــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق حدول الانتشار:

نلاحظ من خلال الأمثلة السابقة في كل من معاملي ارتباط بيرسون السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الانحرافات أنهما يصلحان من الناحية العملية في حالة العينات الصغيرة . أما إذا تضمنت العينة التي يجري عليها الباحث بحثه مئات من الأشخاص فإنه سيستغرق وقتاً طويلاً جداً في حسابه لمعامل الارتباط بهاتين الطريقتين كما أنه محتاج في نفس الوقت لمساحات كبيرة من الورق يسجل عليها قيم المتغيرين س ، ص ويجري حساب العلاقة بينهما . ولذلك فإن معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار . «الجدول المزدوج» يصلح في مثل هذه الأحوال إذ نتمكن من وضع درجات المتغيرين في هذا الجدول لأي عينة من العينات مهما كبر حجم هذه العينة . وقد سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في هذا الجدول . وسنكتفى هنا في معرفة خطوات حساب هذا المعامل .

مثال:

فيما يلي درجات مجموعة مكونة من ١٥ خمسة عشر تلميذاً على اختبار للذكاء (س) والذاكرة (ص).

درجات س: ۷-۳-۵-۸-۱۲-۱۶ - ۲۵-۹-۸-۹-۳-۷-۱۱-۲۲ ـ ۲۳.

وفيما يلى جدول الانتشار الخاص بالمتغيرين السابقين:

حَ س حَص	ح ٔ س	ح س	ح	مجـ س	- 47		- 17	_ Y	س ص
10+	٩	۹_	١-	٩			441	177	- ٣
			صفر	٣			١	۲	- 1 •
٣_	۲	۲ +	۱ +	۲			iii	Ý	- ۱۷
۲ +	٤	۲ +	۲ +	١					- 71
\V +	10	۹ _		١٥		صفر	0	٩	مجـ ص
۳ -		٤ +							ج ص
1		٥_			۱ +		١_	۲_	ح
			·	۲۳_	١ +		٥_	۱۸ ـ	<u> </u>
				۱ +					ح ک
				٤٢	\		٥	٣٦	ح َ ص ٚ
			•	۱٤ +	۲		۲	١.	حَ ص حَس

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانتشار هو:

$$c = 2 - 2$$
 $c = 2 - 2$ $c = 2 - 2$ $c = 2 - 2$ $c = 2 - 2$

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق:

وخطوات حساب هذا المعامل هي:

١ ـ تفريغ القيم المعطاة في جدول الانتشار. ويتم جمع التكرارات
 الموجودة في كل صف لنحصل على مجـ س، كمـا يتـم جمـع التكرارات
 الموجودة في كل عمود لنحصل على مجـ ص.

٢ ـ يتم وضع انحراف فرضي أمام مجس، مجه ص لنحصل على ح .

٣ ـ يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرار المقابل له (الموجود في مجـس، أو مجـص) ليتم الحصول على ح س ح ص ثم يتم ضرب ذلك الأخير في ح لنحصل على ح س، ح ص ص.

٤ ـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي المقابل للصف الأول × الانحراف الفرضي المقابل للعمود الأول في نفس الجدول، ونضع الناتج في الركن

العلوي الأيمن للمربع (وهو هنا في هذا المثال المربع الأول في الصف الأول) ثم نضرب هذا الناتج في تكرار الخلية ونضع ناتج الضرب في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع.

ه ـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الأول أيضاً × الانحراف الفرضي للعمود الثاني، ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن من المربع الثاني في الصف الأول، ثم نضرب الناتج × تكرار الخلية. ونضع الناتج بعد ذلك في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع. وهكذا حتى نهاية تكرارات الصف الأول.

7 ـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الثاني × الانحراف الفرضي للعمر والأداء ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن في المربع الأول في الصف الثاني ونضرب بعد ذلك الناتج × تكرار هذا المربع. وهكذا حتى نهاية الصف الثاني. ثم ننتقل إلى الانحراف الفرضي للصف الثالث. . . . وهكذا .

٧ ـ نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة الموضوعة في الركن الأسفل الأيسر في المربعات بالنسبة للصف الأول ويوضع هذا الناتج في العمود ح س ح ص وكذلك بالنسبة للصف الثاني والثالث. . . وهكذا . ثم تتم نفس هذه الخطوة بالنسبة للعمود الأول ويوضع هذا الناتج في الصف ح ص ح ص ص وكذلك الأمر بالنسبة للعمود الثاني والثالث . . وهكذا .

٨ ـ يجب أن يكون الناتج في مجـح ٢ س ح ٢ ص مساوياً للناتج في مجـ
 ح ٢ ص ح ٢ س .

٩ ـ نطبق بعد ذلك القانون السابق.

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة

١ - طبق باحث اختبارين على مجموعة من التلاميذ عددهم عشرة أحدهما يقيس الذكاء والأخر يقيس الثبات الانفعالي، فكانت درجاتهم على هذين الاختبارين كما يلي:

أحسب الارتباط بين الذكاء والثبات الانفعالي بطريقة الرتب والانحرافات.

۲ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال مجموعها عشرة لمعرفة العلاقة بين مستوى الذاكرة لديهم وبين أعمارهم فكانت درجات ذاكرتهم وأعمارهم كما يلي:

أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الرتب والانحرافات والقيم.

الحل:

التمرين الأول:

١ _ بطريقة الرتب:

ف٢	ٺ	ض	ر س	ص	س	ق
١,٠٠	١,٠٠+	٩	١.	٩	10	١
١,	١,٠-	٨	٧	11	۲.	۲
7,70	١,٥-	١.	۸,٥	٧	١٨	۴
٠,٢٥	•, • +	o	0,0	74	**	٤
, ۲0	, 0 -	٣,٥	٣	40	٣٣	Ö
٦,٢٥	Y,0 -	٣,٥	١	40	٥٧	٦
١٦٠,٠٠	٤,٠٠-	٦	۲	١٨	٤٨	٧
٤,٠٠	۲,٠٠+	4	٤	٣٢	٣٢	٨
۲, ۲٥	١,٥٠+	٧	۸,٥	۱۷	١٨	٩
7.,70	٤,0٠+	١	0,0	٣٣	**	١.
٥٣,٥٠	9,0+	00	00			
	۹,٥-			·		
	صفر					

$$=\frac{m \cdot r}{q \cdot q_{-1}} - 1 = \frac{\sigma m \cdot \sigma \times \tau}{-1 \cdot r \times 1 \cdot r} - 1 = m$$

$$., V = , \Psi_{-} I = , ., V = (*), \Psi_{-} I = ,$$

^(*) بالتقريب.

٢ ـ بطريقة الانحرافات:

$$\vec{b}$$
 \vec{m} \vec{o} \vec{o}

$$= \frac{\Lambda \pi \xi}{1 - 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{1 \cdot 1 \cdot 1}{1 - 1 \cdot 1 \cdot 1} = 1 = 0$$

٢ - بطريقة الانحرافات:

$$\frac{Y}{V \wedge Q, T_1} = \frac{Y}{Y \cdot E \times YY, Q} = \omega$$

$$V = \frac{Y}{Y \wedge Q, T_1} = \omega$$

(٣) معامل التوافق (*)

تهتم معاملات الارتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً كمياً باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الاجتماع. لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة مثلاً إلى إيجاد العلاقة بين لون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء ويقع على عاتق معامل التوافق حساب مثل هذا النوع من العلاقات. ويحسب معامل التوافق من خلال الانتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرار في مجموع صفه، وذلك بالنسبة لكل صف ثم يتم جمع التكرارات المربعة في كل صف على بعضها البعض. . . وهكذا في باقي الصفوف.

وقانون معامل التوافق (ق) = $\sqrt{\frac{1}{2}}$

وفيما يلي مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق.

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأباء فحصل على البيانات الآتية في جدول الانتشار.

Cofficient of Agreement. (#)

بج	قمحي	أبيض	أسمر	الأبناء الأبناء
١.	0	٣	۲	أسمر
٧	۲	١	٤	أبيض
۱۳	٣	*	٤	قمحي
٣٠	١.	١.	١.	بح

$$\frac{(0)}{2} + \frac{(0)}{2} + \frac{($$

$$\cdot$$
, $\forall 0 + \cdot$, $\cdot 9 + \cdot \xi = \frac{\forall 0}{1 \cdot \cdot \cdot} + \frac{9}{1 \cdot \cdot \cdot} + \frac{\xi}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot}$

$$\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} = \mathsf{Y}(\mathsf{Y})$$
 الصف الثاني = بالم

• ,
$$\psi$$
 = $\frac{\gamma_1}{V}$ = $\frac{\xi}{V}$ + $\frac{1}{V}$ + $\frac{17}{V}$ =

$$\frac{\mathsf{'(r)}}{\mathsf{Ir} \times \mathsf{I}} + \frac{\mathsf{'(t)}}{\mathsf{Ir} \times \mathsf{I}} + \frac{\mathsf{'(t)}}{\mathsf{Ir} \times \mathsf{I}} = \mathsf{id}$$

•,
$$\xi V = \frac{q_1}{1 \pi} = \frac{q}{1 \pi} + \frac{\pi \tau}{1 \pi} + \frac{\tau \tau}{1 \pi} =$$

$$\overline{\cdot, \Upsilon} = \overline{\cdot, \Lambda} = \overline{1, 10} = \overline{1}$$

خطوات حساب معامل التوافق (*).

١ ـ يتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الانتشار ثم يتم
 قسمة هذا المربع على مجموع تكرارات عموده مضروباً في مجموع
 تكرارات صفه كما يلى:

٢ ـ يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة.

٣ ـ نقوم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على مجـ الصفوف .

٤ ـ نطبق القانون الآتي:

· ق = \ - الح

حيث أن:

ق = معامل التوافق.

١ = مقدار ثابت.

مجـ = مجموع الصفوف المشار إليها في ٣.

(٤) معامل ارتباط فاي Phi Correlation

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين اللذين يريد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط. ويصلح هذا المعامل مثلاً عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحد

⁽ﷺ) تكون فئات كل متغير مساوية لفئات المتغير الأحر.

الأسئلة بنعم ولا، مع من أجابوا بنعم ولا أيضاً على سؤال آخر في نفس المقياس أو الاستبيان. ويعتمد هذا المعامل في حسابه على التكرارات الموجودة بجدول الانتشار. وقانون معامل فاى:

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الاجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الاستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كما يلى:

	夹		Y	نعم	س ص
د	10	٠	~	-	نعم
و	١٥	٥	4/1.	ه کاج	צ
	٣٥	ح	١٥	ن ۱۰	<u>4</u> .

$$\frac{70-1\cdots}{770\times770} = \frac{0\times0-10\times10}{10\times10\times10\times10} = \frac{0\times0-10\times10}{10\times10\times10} = \frac{1\times0}{10\times10} = \frac{1$$

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفئتين (أي من أخذوا الدواء ومن لم يأخذوه). فكانت التكرارات كما في جدول الانتشار الآتي:

بج	لم يشفوا	شفوا	س ص
ح ۲۸	ر ۱۷	į .	عولجوا
۳ <i>۰</i> ز	70	; /*	لم يعالجوا
۸۳	و ۳٥	_ <u>^</u> ~	

$$\frac{1 \cdot \times 1 \wedge - \pi_0 \times \tau}{\circ \pi_0 \times \pi_0 \times \pi_0} = \frac{1 \cdot \times 1 \wedge - \pi_0 \times \tau}{\circ \pi_0 \times \pi_0 \times \pi_0}$$

$$\frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}$$

(٥) معامل الارتباط الثنائي

في كثير من الأحيان يجد الباحث في مجال علم النفس وعلم الاجتماع والعلوم الأخرى أن عليه أن يصل إلى العلاقة بين متغيرين أحدهما ينقسم إلى فئتين نوعين فئتات كمية (كالدنكاء مشلاً) والمتغير الثانبي ينقسم إلى فئتين نوعين (كالانبساط والانطواء ـ كقوة الأنا وضعف الأنا. . . إلخ) . ويستخدم معامل الارتباط الثنائي Bi-Serial Correlation لإيجاد مثل هذا النوع من العلاقة ويعتمد في حسابه على الوصول إلى المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين النوعيين وعلى الانحراف المعياري للتكرارات الكلية . وقانون معامل ارتباط بيرسون .

$$c = \frac{9 - 1 - 9}{3} \times \frac{1 + 9}{6}$$

$$c = \frac{9 - 1 - 9}{3} \times \frac{1 + 9}{6}$$

$$c = \frac{9 - 1 - 9}{3} \times \frac{1 + 9}{6}$$

$$c = \frac{9 - 1 - 9}{3} \times \frac{1 + 9}{6}$$

م ١ = متوسط المتغير الأول النوعي (مجموعة ١).

م ٢ = متوسط المتغير الثاني النوعي (مجموعة ب).

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الكلية.

أ = نسبة تكرار المجموعة ١ على التكراري الكلي.

ب = نسبة تكرار المجموعة ب على التكرار الكلى.

ص = الارتفاع المقابل لأي من النسبتين أ أو ب في جدول المنحنى الاعتدالي .

وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك.

مثال:

أحسب العلاقة بين الذكاء وسمتي الانطواء والانبساط في الجدول الآتى:

مج	-11.	- ٩٠	_ V	_0.	الذكاء شخصية	
۲0	۲	۱۲	٨	٣	الانطواء	(أ)
40	٤	١٠	٧	٤	الانبساط	(ب)
٥٠	٦	77	10	٧	بج	

م ١ (متوسط المتغير ١)

م ب = $0.4 + \frac{12}{70} \times 0.7 = 19$ م ب = $0.4 + \frac{12}{70} \times 0.09$ م ب ع كلي (الانحراف المعياري للمجموعة الكلية)

الارتفاع ص المقابل لأي من النسبتين في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي = ٠ ٢ . ٠

معامل الارتباط الثنائي =
$$\frac{\gamma^{1} - \gamma - \gamma}{3} \times \frac{1 + \gamma}{\infty}$$

رث = $\frac{3 \cdot 9 - 7 \cdot 17}{1 \cdot 1 \cdot 1} \times \frac{9 \cdot 1 \cdot 7}{3 \cdot 1 \cdot 1}$
رث = $\frac{7 \cdot 7}{1 \cdot 1 \cdot 1} \times \frac{97 \cdot 7}{3 \cdot 1 \cdot 1} = -93 \cdot 7 \cdot 7 \times 9$
= $-777 \cdot 777 \cdot 977 \cdot 977$

خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي:

١ ـ حساب متوسط المجموعة أ ونرمز له بالرمز م أ.

٢ ـ حساب متوسط المجموعة ب ونرمز له م ب.

٣ ـ حساب الانحراف المعياري للمجموعة الكلية ونرمز له بالرمزع.

٤ - إيجاد نسبة المجموعة أ، ونسبة المجموعة ب إلى المجموع الكلي ونرمز لهما بالرمزين أ، ب.

٥ ـ من جدول المنحنى الاعتدالي نبحث عن الارتفاع ص المقابل
 للمساحة الكبرى أو المساحة الصغرى أ، ب ونرمز لهذا الارتفاع بالرمن
 ص.

٦ ـ نطبق القانون السابق والذي يرمز له بالرمز رث.

٧ ـ وفيما يلي جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي الذي يتم من استخراج النسبة المذكورة في الخطوة رقم ٥. وسيستخدم هذا الجدول عند الكلام على الجزء الخاص بتحويل التوزيع لأقرب توزيع اعتدالي.

جدول ارتفاعات ومساحات المنحني الاعتدالي

1.0 1.0	الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة	الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة
1 (Λ) (Λ	(ص)	الكبرى	الصغرى	المعيارية	(ص)	الكبرى	الصغرى	المعيارية
γ γ γ γ β φρη γρη φρη γρη	, • ٨٦٣	,9099	',9099	, • ٤ • ١	,٣٩٨٩	,	,	٠,٠٠
2 3 3 3 3	, • ∨ ٩ •	1378,	, •٣٥٩	١,٨٠	3897,	,०१९९	, \$1.1	٠,٠٥
γ·γ2, ¬ΥΡ0, 1,0 σρ1, σρ0, Τρ0, Τρ0, σ20, Τρ0, σ30, σ30, γγγ, <	, • ٧ ٢ ١	,9774	, • ٣ ٢ ٢	١,٨٥	, 444.	۹۸۳۹۸ ,	, ٤٦٠٢	٠,١٠
γ(γ)	, • २०२	,9718	, • ۲۸۷	1,9.	,4950	,००९२	, 11.1	٠,١٥
(17Α7, PVIF, 31Λη, 0.7 Y.Y., ΛΑΡΦ, ΛΑ3., (1747, ΛΑΤΓ, Y.Y., ΛΑΡΦ, 132., 132., 132., 132., 142.,	, . 097	,4722	, • ٢٥٦	1,90	, ۳۹۱۰	,0794	, ६ ۲ • ٧	٠, ٢٠
γΥΥΥ, ΛΓΠς, γΥΟΥ, γΥΟΥ, γΥΛΡ, γΥΛΡ, <t< td=""><td>, • 0 8 0</td><td>,977</td><td>, • ۲۲۸</td><td>۲,۰۰</td><td>۲۸٦٧,</td><td>, 091</td><td>, ٤٠١٢</td><td>٠,٢٥</td></t<>	, • 0 8 0	,977	, • ۲۲۸	۲,۰۰	۲۸٦٧,	, 091	, ٤٠١٢	٠,٢٥
7. F337, 300F, 7077, 777 P710, 170P, 6070,	, • \$٨٨	,9491	, • • • •	۲,٠٥	, 4718	,7179	،۳۸۲۱	٠,٣٠
27Υη, ΓΥΥΓ, 0.ΓΥ, Υ,Υ PΠΙ·, ΓΓΛΡ, 0.ΓΥ, PΥΥΙ·, PΥΛΡ, PΥΙΝ, PΥΛΡ, PΥΙΝ, PΥΛΡ, PΥΛΡ, <td< td=""><td>, • £ £ •</td><td>,9411</td><td>, • ١٧٩</td><td>۲,۱۰</td><td>,4707</td><td>۱۳٦۸,</td><td>,٣٦٣٢</td><td>٠,٣٥</td></td<>	, • £ £ •	,9411	, • ١٧٩	۲,۱۰	,4707	۱۳٦۸,	,٣٦٣٢	٠,٣٥
γ (γ)	, . 490	,9127	,•101	۲,10	,4774	,२००१	,٣٤٤٦	٠,٤٠
71PY, PY3T, TPAP, TPAP, <td< td=""><td>, • ٧ ٥ ٥</td><td>,9,71</td><td>, • ١٣٩</td><td>۲,۲۰</td><td>, ۲٦٠٥</td><td>۰,٦٧٣٦</td><td>,٣٢٦٤</td><td>٠,٤٥</td></td<>	, • ٧ ٥ ٥	,9,71	, • ١٣٩	۲,۲۰	, ۲٦٠٥	۰,٦٧٣٦	,٣٢٦٤	٠,٤٥
7077 7797 7197	, •٣١٧	,91	, • ١٣٢	7,70	,4071	,7910	,۳۰۸٥	٠,٥٠
7, 772, 7737, 7777, 73,7 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7, 7	۰۷۸۳	,9,197	, • ١ • ٧	۲,۳۰	, 45 79	,۷۰۸۸	, 2917	٠,٥٥
737, 787, 797, 797, 777,	, • ٢٥٢	,99.7	, • • ٩ ٤	7,70	, 4444	,٧٢٥٧	, 2722	٠,٦٠
7.777 37VV, 30.0 77.0	, • ۲۲٤	,9914	,	۲, ٤٠	۰۳۲۳,	,٧٤٢٢	, ۲۵۷۸	۰,٦٥
1017, 1017, 200, 137P, 137P, 131P,	, • ١٩٨	,9979	, • • • ١	۲, ٤٥	,۳۱۲۷	,۷٥٨٠	, 727.	٠,٧٠
1000 1000	, • ۱٧0	, 9971	, •• ٦٢	۲,۵۰	, ٤٠١١	,٧٧٣٤	77777	٠,٧٥
13/1, POIA, 1577, 07,7 15P, PIV., 15P, 1100, PIV., 1201, PIV., PI	, • १०६	,9727	, • • • ٤	۲,00	, 4444	,٧٨٨١	, ۲۱۱۹	٠,٨٠
.	, 1 • ٣٦	,9904	, •• ٤٧	٧,٦٠	, ۲۷۸۰	۸۰۲۳	, 1977	٠,٨٥
1, 1000, 1300, 1370, 1370, 170	,•٧١٩	, 997.	,	۲,٦٥	, ۲٦٦١	۸۱۵۹,	, ۱۸٤١	٠,٩٠
1, 1879, 1870, 1977, 1879, 1879, 1879, 1879, 1879, 1879, 1870, 187	, • ١ • ٤	,9970	, ۲0	۲,۷۰	, ۲0 ٤١	,۸٧٨٩	,۷٧١١	٠,٩٥
1007, 1707, 1718, 1707, 07100, 07188, 13007, 17007,	, • • ∨ ٩	,9978	, ۰ ۰ ۲ ٦	۲,۸۰	,484.	,1817	, ۱۵۸۷	١,٠٠
,	, • • • •	,991	, • • • •	۲,۹۰	, ۲۲۹۹	,۸٥٣١	, 1879	١,٠٥
, \tag{ \begin{aligned} \psi \ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	711	,99170	, • • ١٣٥	٣,٠٠	, ۲۱۷۹	, १२१४	, 1804	١,١٠
١١ ١١٥٦, ١٤٩٨, ٢٠٤١ ١٣٠٤, ١٢٩٩٩, ١١٠٠٠,	, • • • • •	, 99.4	, • • • • • ∨	٣,١٠	, ۲۰۵۹	, ۸۷ ٤٩	, 1701	1,10
	, • • ٢٤	,999٣١	, • • • ५ ५	٣, ٢٠	, 1927	, ۸۸٤٩	,1101	١,٧٠
. اینما تعدم (بیبر (میسا مدر ، ایدهه امیری		1	, • • • • • •	٣, ٤٠	, ۱۸۲٦	, , 4	, ۱۱۵٦	1,70
١٠ ١٩٩٨, ١٩٠٤, ١٠١١، ١٠٠٠, ١١٠٠٠, ١٠٠١، ١٠٠٠,	, • • • • •	, 9991	, • • • • • • •	۳,٦٠	, 1 🗸 1	۹۰۳۲,	, • 9 7 ٨	1,40
, , , , , , , , ,	, • • • • •	1	,	٣,٨٠	,1718	,9110	, : ٨٨٥	1,40
۱٫ ۱۸۰۸، ۱۹۱۹، ۱۹۹۷، ۱۰۰۲ ۱۳۱۲، ۱۳۸۲۹۹، ۲۰۰۱،	, • • • ١	,999784	, •• • • • • • • • • • • • • • • • • •	٤٦٠٠	, ۱ ٤٩٧	,9197	, • ۸ • ۸	١,٤٠
۱٫ ۱۰۰۰۱ م۲۲۳ م۳۷۰ ۱۳۹۶ م۰۰۰۰ ۱۳۹۶ م۰۰۰۰۱ ۱۰۰۰۰۱	, 10	, 999977	, • • • • • • • •	٤,٥٠	, 739 £	,9770	, •٧٣٥	1,20
		j		٥,٠٠	, 1790	,9777	, • ٦٦٨	١,٥٠
٠٠٠٠٠١ ٦٠٠٠ ١٣٠٠ ١٣٠٠ ١٣٠٠ ١٠٠٠٦	, • • • • • • • •	99999999	, 1	٦,٠٠	, 18	, 939 £	, • ७ • ७	1,00
					,۱۱۰۹		, • • ٤٨	١,٦٠
,1.77 ,000 ,080 1,					, ۱۰۲۳	,9000	, • १९०	1,70
١, ١, ١, ١, ١, ١, ١٠٠٠ ، ١٠٠ ،		L			9 £ .	, 9002	, • ११७	١,٧٠

كيفية استخراج النسبة أ والنسبة ب من جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي :

١ ـ يوضع في الاعتبار أن قيمة النسبتين بجمعهما معاً تساويان واحد صحيح.

٢ ـ نحدد أي النسبتين هي الأصغر في القيمة لنبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الصغرى. فلو كانت هذه النسبة الصغرى تساوي ٥٠٠, مثلاً فإننا ننظر في عمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٢٨٠٣,٠ أي أن الارتفاع ص = ٢٨٠٠,٠٠

٣ ـ نحدد النسبة الكبرى ونبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الكبرى، فلو كانت هذه النسبة الكبرى تساوي ٠٠٠,٠٠ (ما دامت النسبة الصغرى ٠٠٠,٠ فإن النسبة الثانية أو الكبرى لا بد أن تكون كما في ١ مساوية لـ : ٠٠٠,٠ أي أن نجمع النسبتين ٠٠٠,٠ . أن تكون كما في عمود المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٢٨٦٣,٠ أي أن الارتفاع ص = ٢٨٠٠,٠٠٠

٤ ـ باستمرار يكون الارتفاع ص المقابل للنسبة الصغرى هو نفسه المقابل للنسبة الكبرى ولذلك يكتفي بالحصول على الارتفاع ص من الخطوة رقم ٢ فقط.

حساب دلالة معامل الارتباط

لا يعتد بقيمة معامل الارتباط سواء أكان كبيراً أو صغيراً إلا إذا كأن دالاً، وتشير الدلالة إلى وجود علاقة حقيقية وجوهرية بين المتغيرين الذي

حسب الارتباط بينهما. ويتم حساب دلالة معامل الارتباط على النحو الآتي:

١ ـ تتم معرفة عدد أفراد العينة المراد حساب العلاقة أو الارتباط بين
 متغيرين قيسا فيها، ويرمز لعدد أفراد العينة بالرمز ن .

٢ ـ يتم حساب درجة الحرية وهي تساوي ن ـ ٢ .

" - ننظر في جدول دلالة معاملات الارتباط الإحصائية أمام درجة الحرية وتحت النسبتين ، ، ، ، ، ، ، فإذا كان معامل الارتباط أقبل من القيمة الموجودة تحت كل من هاتين النسبتين على حدة كان غير دالاً ، أما إذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ، ، ، ، قلنا أنه دال عند ، ، ، ، وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ، ، ، ، قلنا أنه دال عند ، ، ، ، وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ، ، ، ، قلنا أنه دال عند ، ، ، ، وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ، ، ، ، قلنا أنه دال عند ، ، ، ،

٤ ـ يقصد بأن معامل الارتباط دال عند ٠,٠١ أن نسبة الثقة في معامل الارتباط المستخرج في البحث تساوي ٩٩٪ ونسبة الشك فيه ١٪ ـ ويقصد بأن معامل الارتباط دال عند ٠,٠٠ أن نسبة الثقة فيه ٩٥٪ ونسبة الشك ٥٪.

٥ ـ وفيما يلى جدول دلالة معاملات الارتباط:

جداول دلالة معامل الارتباط

رنة	الدلالة	درجة الحرية	וורגונ	الدا	درجة الحرية	IFFR	الد	بة الحرية
عند ۱۰۰،	عنده.,٠	イーじ	عند ۱۰٫۰۱	عنده.٠٠	イー・	عند ۱۰۰،	عنده،،	۲ . ن
۲۰۲,	٠,٤٨٢	10	۰,٧٦٥	٠,٦٣٢	>	٠,٠٠٠	٠,٩٩٧	-
.,09.	٠,٤٦,	11	٠,٧٣٥	۲۰۲،	ھ	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	٦
., 0 0	٠,٤٥٦	17	.,,	٠,٥٧٦	·	.,٩٥٩	٠,٨٧٨	7
1,000	333,	1>	٠,٦٨٤	٠,٥٥٢	=	.,914	٠,٨١١	~
٠,٥٤٩	٠, ٤٣٣	۱۵	٠,٦١١	٠, ٥٣٢	1	٠,٨٧٤	٠,٧٥٤	0
٠,٥٣٧	٠,٤٢٢	۲.	131,	.,012	ī	٠, ٨٣٤	٠,٧٠٧	٠,
٠,٥٢٦	., 817	こ	٠,٦٢٢	٠,٤٩٧	í	٠,٧٩١	٠,٦٦٦	<

~	٠,٢٠٢	٠,٣٩٢	40.	٠, ١١٣	., 167			
40	٠,٢٥	., ٤١٨	٧	٠,١٣٨	٠,١٨١	•		
7.	٠,٣٤٩	., 229	10.	.,109	٠, ٢٠,	,		
79	٠,٢٥٥	1.03.	170	٠,١٧٤	٠, ٢٢٨	,		
۲,	٠,٣٦١	713,		.,140	307.			
77	٠,٣٦٧	٠,٤٧٠	٠	٠, ٢٠٥	٧٢٧ .			
77	٠,٣٧٤	٠,٤٧٨	>	٠,٢١٧	٠, ٢٨٢			
70	٠,٣٨١	٠,٤٨٧	<u>.</u>	٠, ٢٣٢	٠,٣٠٢			
7 %	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦	٠	٠, ٢٥٠	٠,٣٢٥	<i>-</i> :::	٠,٠٦٢	;,:>,
77	., 497	., 0.0	•	٠, ٢٧٢	307.	•	·, · ›	.,110
77	3.3,.	.,010	60	٠, ٢٨٨	٠,٣٧٢	:	·, · • >	٠,١٢٨
イ - ひ	عنده٠٠٠	عند ۱۰۰،	ن - ۲	عنده،،،	عند ۱۰۰۰	ن - ۲	عنده.,٠	عند ۰٫۰۱
رجة الحرية	ועצוי	انة الا	درجة الحرية	וגצו	7.17	درجة الحرية	الد	الدلالة

مثال:

لو أجرى باحث دراسته على عينة مكونة من ثلاثين طالباً من المدارس الثانوية وطبق عليهم في هذه الدراسة اختباراً للذاكرة فكان معامل الارتباط بين درجات هؤلاء التلاميذ على اختبار الذاكرة وأعمارهم ٣٧٢,٠٠ فإن حساب دلالة هذا المعامل يتم كما يلى:

١ ـ درجة الحرية في هذا المثال هي ق - ٢ = ٣٠ - ٢ = ٢٨.

٢ ـ وبالكشف عن دلالة هذا المعامل عند درجة الحرية ٢٨ وتحت
 مستوى ٥٠,٠٥ نجد أن قيمته أعلى من القيمة الموجودة تحت ٥٠,٠٠
 وأقل من القيمة الموجودة تحت ٠,٠١

٣ ـ إذاً معامل الارتباط ٣٧٢, • دال عند • • , • فقط وليس دالاً عند
 • أي أن الارتباط حقيقي بنسبة ثقة • ٩٪ ونسبة شك ٥٪ .

تعليق على معاملات الارتباط 🎝

في معاملات ارتباط التوافق وفاي الثنائي ذكرنا أنها تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً. ولا يعني هذا أنها لا تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم إلى فئات كمية بل ممكن استخدامها في تلك الحالة الأخيرة أيضاً.

تحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جدول يستخدم في حساب التوافق وفاي والثنائي:

من السهل القيام بتحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جداول يصلح من خلالها حساب معامل ارتباط التوافق ومعامل ارتباط فاي ومعامل الارتباط الثنائى وذلك بهدف التأكد بأكثر من طريقة من قيمة معامل الارتباط

المستخرج (*). ويمكن ذلك بطبيعة الحال إذ كانت الفئات التي تنقسم إليها المتغيرات كمية.

مثال:

أجرى باحث دراسة بهدف معرفة العلاقة بين حجم أسرة العامل (س) وبين كمية إنتاجه في العمل (ص) وكانت العلاقة بين س، ص كما هي في جدول الانتشار الآتى:

بج	- £ •	-40	-4.	- 7	- Y ·	س ص
٩	۲	٤	صفر	١	۲	- 1
۲٤	7	٨	٣	۲	0	-٣
19	٩	٣	٣	۲	۲	-0
44	١.	٩	٧	7	١	- V
٨٥	**	7 £	14	11	١.	숒

والجدول السابق من الممكن حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار من خلاله. أما إذا أردنا حساب معامل التوافق منه فإن ذلك يتطلب تحويل هذا الجدول إلى جدول موحد الفئات في س، ص وذلك لأننا كما نعرف في معامل التوافق يجب أن تكون عدد الفئات في المتغير ص، والجدول السابق عدد فئات ص خمسة، والمطلوب إذاً بالنسبة

^(*) لا تكون بالضرورة قيمة معامل الارتباط متطابقة عند الحصول عليها بأكثر من طريقة .

لمعامل التوافق جعل عدد فئات ص أربعة بدلاً من خمسة ويتم ذلك بدمج الفئة الأخيرة ٤٠ ـ في الفئة التي قبلها ٣٥ ـ . وتتم هذه الخطوة بإضافة التكرارات الموجودة تحت الفئة ٤٠ ـ في التكرارات المقابلة لها تحت الفئة ٣٥ ـ . فمثلاً التكرار ٢ في الصف الأول وتحت الفئة ٤٠ ـ يضاف للتكرار المقابل له ٤ في نفس الصف الأول والموجود تحت الفئة ٣٥ ـ ليصير التكرار الجديد للفئة ٣٥ ـ مساوياً ٦ في الصف الأول. وتتم نفس الخطوة السابقة في الصف الثاني والصف الثالث والصف الرابع.

ويكون بذلك الجدول الجديد بعد إضافة الفئة ٤ ـ إلى الفئة ٣٥ ـ كما يلي:

<u>-</u> ķ	٣٥ فمافوق	-4.	- 40	۲٠	ص ص
٩	٦	صفر	١	۲	- \
7 £	١٤	٣	۲	0	-٣
۱۹	١٢	٣	۲	۲	_0
٣٣	19	٧	٦	١	- Y
٨٥	٥١	۱۳	11	١.	ᅶ

وهكذا نجد أن الجدول السابق أصبح المتغير ص له نفس عدد الفئات التي للمتغير س ويمكن بذلك حساب معامل التوافق منه.

وبالنسبة لمعامل فاي يتم دمج تكرارات كل فئتين في المتغير س معاً ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٣ ـ مع تكرارات الفئة ١ ـ ، ويتم دمج

تكرارات الفئة ٧ ـ مع تكرارات الفئة ٥ ـ . كذلك الأمر بالنسبة للمتغير ص يتم دمج تكرارات الفئتين الأولتين معاً ودمج تكرارات الفئات الثلاث الأخيرة مع بعضهم ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٢٠ ـ مع تكرارات الفئة ٢٠ ـ ودمج تكرارات الفئة ٣٠ ـ ويكون شكل الجدول كما يلي:

ᅶ	۳۰ فما فوق	_ 7 •	س ص
٣٣	74	١.	- 1
70	٤١	11	ه فما فوق
۸٥	٦٤	71	4.

وفي حالة معامل الارتباط الثاني فإن المتغير ص يظل باقياً كما هو ويتم دمج تكرارات المتغير س كل فئتين في فئة واحدة ، وذلك بضم تكرارات الفئة ٣ ـ في الفئة ٥ و بذلك يكون شكل الجدول كما يلي:

4	- ٤٠	-40	-٣٠	_ 70	- ۲۰	س ک
44	٨	١٢	٣	٢	>	- 1
٥٢	19	۱۲	١.	٨	٣	-0
۸٥	**	7 £	۱۳	11	١.	4.

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة ٢ ـ أحسب العلاقة بين المتغيرين س، ص في الجدول الآتي:

ч.	أرمل	مطلق	متز وج	أعزب	ص س
۲٠	٦	٤	٣	٧	أعزب
۲.	٤	٨	٣	٥	متز وج
۲٠	٦	٤	٧	٣	مطلق
۲٠	٤	٤	٧	٥	أرمل
۸٠	۲.	۲٠	۲٠	۲٠	숒

٢ _ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

ᆠ	أغبياء	أذكياء	<i>J</i>
49	١٦	74	ناجحون
۲۷	0	٣٢	فاشلون
٧٦	۲۱	00	بح.

٣ ـ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي :

ᆠ	- £ •	-4.	- ۲۰	- 1 •	س ص
۲٠	١.	0	٣	۲	ناجح
۳.	٦	٧	٨	٩	راسب
٥٠	17	۱۲	11	11	4.

الحل:

١ - حل التمرين الأول (معامل التوافق):

$$\frac{(3)}{7 \cdot x \cdot 7} + \frac{(7)}{7 \cdot x \cdot 7} + \frac{(7)}{7 \cdot x \cdot 7} + \frac{(7)}{7 \cdot x \cdot 7} + \frac{(3)}{7 \cdot x \cdot 7} = \frac{($$

$$\frac{\mathsf{r}(\mathsf{T})}{\mathsf{r}\cdot\mathsf{x}\mathsf{r}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{t})}{\mathsf{r}\cdot\mathsf{x}\mathsf{r}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{v})}{\mathsf{r}\cdot\mathsf{x}\mathsf{r}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{v})}{\mathsf{r}\cdot\mathsf{x}\mathsf{r}} = 1$$
 عبد الصف الثالث

$$\cdot, \gamma \Lambda = \frac{11 \cdot}{\xi \cdot \cdot} = \frac{\gamma \gamma + 1 \gamma + \xi \eta + \eta}{\xi \cdot \cdot} =$$

•,
$$YV = \frac{1 \cdot 7}{5 \cdot \cdot \cdot} = \frac{17 + 17 + 59 + 70}{5 \cdot \cdot \cdot} =$$

معامل التوافق (ق) =
$$\sqrt{1 - \frac{1}{1 \cdot 9}} = \sqrt{1 - 9}$$
, $\sqrt{1 - 9}$

٢ ـ حل التمرين (معامل فاي):

بج	أغبياء	أذكياء	ي کو
۳ هـ	۲۲ ب	ا ۲۳	ناجحون
۳۷ و	ه د	۳۲ جـ	فاشلون
٧٦	۲۱ ح	ەە ز	4.

و بالتعویض =
$$\sqrt{\frac{11 \times 0 - 11 \times 17}{11 \times 0 \times 17}} = \sqrt{\frac{110 \times 17}{1100}}$$

$$, \Upsilon 1 = \frac{\Upsilon 9 V}{1 \Upsilon 9 \cdot 9 9} = - \Upsilon 1 \Upsilon 1$$

٣ ـ حل التمرين الثالث (معامل الارتباط الثنائي):

$$\gamma_{\Lambda}, \gamma_{\Gamma} = 1 \cdot \times \frac{1}{\Gamma} + \gamma_{0} = \gamma_{\Gamma}, \sigma = 1 \cdot \times \frac{\gamma_{\Gamma}}{\gamma_{C}} + \gamma_{0} = \gamma_{\Gamma}$$

ع (الانحراف المعياري) للمجموعة الكلية:

$$3 = \sqrt{\frac{\lambda L}{0.0}} - \frac{\lambda L}{0.0}$$

 $1.7 = 1.7 \times 1. = 1.171.171.1 = 1.7 \times 1.7 = 1.7 \times 1.$

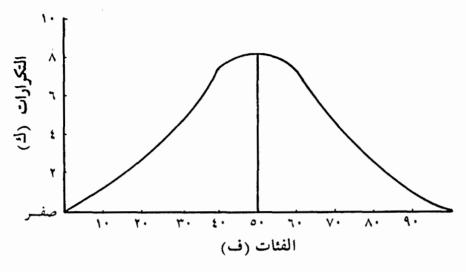
ص المقابلة لنسبة ص أو نسبة س في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي هي = ٣٨٦٧ - = ٠,٣٨٩٠

$$\frac{3}{1} \cdot \frac{3}{1} \cdot \frac{$$

المنحنى الاعتدالي «تعديل التوزيع اعتدالي»

إذا أجرى باحث اختباراً نفسياً أو استبياناً اجتماعياً على مجموعة من الأشخاص ثم صنف درجات هذا الاختبار أو الاستبيان الاجتماعي في جدول تكراري فإن منحنى توزيع هذه الدرجات يكون اعتدالياً إذا لم تكن هناك أخطاء متعلقة بحجم العينة ومدى تمثيلها للمجتمع أو متعلقة بظروف الاختيار أو الاستبيان من ناحية مناسبته لعمر ومستوى تعليم أفراد العينة من ناحية ولثباته وصدقه من ناحية أخرى، أو متعلقة بظروف الباحث والمبحوث المزاجية عند تطبيق الاختبار، أو متعلقة بالصفة أو السمة المقاسة. وفي هذه الحالة يكون شكل منحنى التوزيع مشابهاً لشكل الجرس كما يلي:

«منحنى التوزيع الاعتلالمي».



ومن خصائص المنحني الاعتدالي:

١ ـ أن نصفاه ينطبقان انطباقاً تاماً على بعضهما البعض.

٢ ـ أن قيمة المتوسط الحسابي والوسيط والمتوال واحده.

٣ ـ أن التكرارات تكون في الأطراف صغيرة القيمة وكبيرة في الوسط.

لكنه نظراً لصعوبة تفادي الأخطاء السابقة في البحوث التجريبية الميدانية والمتعلقة بالعينة والمقياس وظروف الاختبار فإنه من الطبيعي أن نجد أن التوزيع الخاص بدرجات البحوث العملية (التجريبية والميدانية) ينحرف قليلاً أو كثيراً عن التوزيع الاعتدالي. لذلك فإن الباحث يحتاج في كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع على اعتبار أن سبب انحراف التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي النموذجي راجع إلى أن البحث أجري في الظروف والأخطاء السابقة. والباحث يفترض في هذه الحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الأصلي. وخطوات تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي هي:

١ ـ أحسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم الجدول التكراري.

٢ ـ أوجد مراكز الفئات س.

- 1 إطرح المتوسط الحسابي من كل مركز من مراكز الفئات (س م) .

للرجة على الانحراف المعياري لتحصل على الدرجة المعيارية لمراكز الفئات $\frac{(m-n)}{3}$

و ـ إرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي لاستخراج الارتفاع (ص) المقابل لكل درجة معيارية من الدرجات المستخرجة في الخطوة السابقة (ص).

٦ - أضرب الارتفاعات الناتجة من الخطوة السابقة في معامل ثابت يساوي فن حيث أن :

ف = مدى الفئة.

ن = مجموع التكرارات.

ع = الانحراف المعياري.

وبضرب الارتفاعات في المعامل الثابت أو المقدار الثابت ينتج التكرار المعدل المطلوب الذي تنطبق عليه شروط التوزيع الاعتدالي النموذجي (ك).

مثال:

$$a = 0 + \frac{aac}{r} \times Y = 0$$

$$Y, 19 = 1, 00 \times Y = \overline{1, YY}$$
 $Y = \frac{r\eta}{r}$ $Y = \frac{r\eta}{r}$ $Y = \frac{r\eta}{r}$

$$YV, \xi \cdot = \frac{7 \cdot Y}{Y, 19} = \frac{Y \cdot XY}{Y, 19}$$
المقدار الثابت

ونلاحظ في المثال السابق أن التكرار الاعتدالي المعدل (ك) قريب في قيمته (٣٠, ١٤) من التكرار التجريبي (ك).

'قرب توزيع اعتدالي . __	ول التوزيع التجريبي الاتي لأ
1	ف
٧	- A
١.	- 1 Y
10	- 77
11	~ * •
~	- Y £
٤٩	

الحل:

$$\vec{2}$$
 $\vec{2}$
 $\vec{2}$
 $\vec{3}$
 $\vec{4}$
 $\vec{5}$
 $\vec{5}$

$$1, \xi \wedge 7 \xi = \dots \xi - 1, \xi q \quad \xi = \frac{(1-) - \frac{\vee r}{\xi q}}{\xi q} \sqrt{\xi} = \xi$$

$$\xi, \wedge \lambda = 1, \forall r \times \xi = \xi$$

$*$
 المقدار الثابت = $\frac{3^{(*)} \times 93}{9} = 7$

مساحات المنحنى الاعتدالي

وفيما يلي المساحات المحصورة في المنحنى الاعتدالي ونسبة حالات التوزيع:

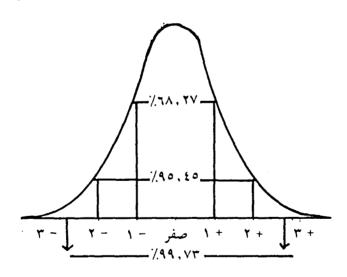
⁽ المثاني عن الكسور العشرية في هذا المثال.

٢ ـ المتوسط الحسابي + اثنين انحراف معياري الكلية
 الكلية ومن نسبة حالات التوزيع والمتوسط الحسابي - اثنين انحراف معياري
 ٣ ـ المتوسط الحسابي + ثلاثة انحراف معياري الكاية
 ١١>١.ة

الكلية الكلية الحسابي - ثلاثة الحراف معياري ومن المساحة والمتوسط الحسابي - ثلاثة الحراف معياري ومن نسبة حالات التوزيع.

وتتضح المساحات ونسبة الحالات السابقة في الرسم الآتي:

رسم مساحات ونسبة الحالات في المنحنى الاعتدالي .



ثانياً

الدلالة الإحصائية

Measurement of Statistical Significant

أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة

اتضح في الأجزاء السابقة أن عدم اقتراب التوزيع كما تبين في الرسوم البيانية من التوزيع الاعتدالي من أهم أسبابه أن العينة لا تقترب في خصائصها وحجمها من عينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمل «تحليل متتابع للعينة» Sample Sequential analysis بمقارنتها بالمجتمع الأصلي سنجد مدى التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت قيمة المتوسط في العينة من قيمة المتوسط في المجتمع الأصلي كانت العينة متطابقة مع هذا المجتمع الأصلي. لكن هذا الأمر صعب جداً لأن إمكانية عمل مسح كامل للمجتمع الأصلي تفوق قدرات الأجهزة المسؤولة لوجود المناطق النائية من الواحات والبوادي والصحراء. وللتغلب على ذلك يقترح الإحصائيون سحب عدة عينات متساوية في الحجم من المجتمع الأصلي ويتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لهذه العينات وحساب الفروق بينها باستخدام المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك لشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك لشير إلى أنها تنتمي لمجتمع أصلي واحد ويمكن اعتبار تلك العينات عينة واحدة.

الخطأ المعياري:

يشير الخطأ المعياري لأحد المعاملات الإحصائية كالمتوسط أو الوسيط إلى القيمة التي يتراوح حولها حدوث المعامل لو تكررت الدراسة المستخرج منها هذا المعامل مرة ثانية. وعلى هذا الأساس يمكن حساب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للوسيط.

١ - الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي:

يحسب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي بقسمة الانحراف المعياري للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة كما يلى:

فإذا كان عدد العينة ٥٠٠، ومتوسطها ٥٠، والانحراف المعياري لدرجات الأفراد فيها ٢٠ كان الخطأ المعياري للمتوسط كالآتي:

الخطأ المعياري للمتوسط =
$$\sqrt{\frac{Y}{100}} = \frac{Y}{100} = \frac{Y}{100} = \frac{Y}{100}$$

وبذلك فإن قيمة هذا المتوسط تتراوح في حالـة إعـادة الدراسـة بين قيمتين تستخرجان في ضوء الخطأ الذي يوافق عليه الباحث في دراسته.

فإذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث في دراسته هي ٠,٠٠ فالقيمة المقابلة لها تكون ١,٩٦، أما إذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث ١,٠١، فإن القيمة المقابلة لها تكون ٢,٥٨.

وعلى هذا الأساس فإن المتوسط الحسابي الحقيقي للمجتمع الأصلي تنحصر قيمته كالآتي: ۱ ـ في حالة نسبة خطأ ۰٫۰۰ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۱٫۹٦، ۵۰ + ۱٫۹۲ أى بين ۵۰، ٤٨، ٥٦، ٥١.

۲ ـ في حالة نسبة خطأ ۰٫۰۱ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۲٫۵۸، ۵۰ + ۲٫۵۸ أي بين ۲٫۵۸، ۵۲٫۵۸.

٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعيارى:

ويتم حسابه بقسمة الانحراف المعياري على الجذر التربيعي لضعف عدد العينة كما يلي:

الخطأ المعياري للإنحراف المعياري =
$$\frac{3}{1 \times \sqrt{1 \times 10}}$$
 وهو في المثال السابق = $\frac{7}{1 \cdot \cdot \cdot \sqrt{1 \times 10}}$ = $\frac{7}{1 \cdot \cdot \cdot \sqrt{1 \times 10}}$ =

· , 747 =

ويكون الانحراف المعياري الحقيقي في حالة قبول نسبة خطأ ٥٠, يتراوح بين ٢٠ - ١,٩٦ × ١,٩٣ ، (٢٠ - ٢٠, ١٣ = ١٨,٧٧) وبين ٢٠ . ٢١,٩٦ × ١,٩٣ ، (٢٠ + ٢٠) - ٢١, ٢٣) أي بين ١٨,٧٧ وبين ٢١,٢٣.

کما یکون الانحراف المعیاری فی حالة قبول نسبة خطأ ۰,۰۱ یتراوح بین ۲۰ – ۲۰,۰۸ × (10.7 - 1.77 - 1.77 - 1.77 - 1.77) و بین ۲۰ – ۲۰,۰۸ و بین ۲۰,۰۲ د در ۲۰ – ۲۱,۲۳ و بین ۲۰,۰۲ و بین ۲۰ و بین ۲۰

٣ - الخطأ المعياري للوسيط:

ويتم استخراجه من خلال المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للوسيط =
$$\sqrt{\frac{1,707}{\dot{v}}}$$

مثال: بلغ الوسيط لدى عينة من التلاميذ عددهم ١٠٠ في أحد اختبارات التحصيل ٥٠ والانحراف المعياري ١٠ فيكون الخطأ المعياري

$$1, 707 = \frac{17, 07}{1} =$$

حدود الوسيط:

۱ ـ الوسيط + الخطأ المعياري = ١, ٢٥٣ × ١, ٢٥٣ + ٥٠ = ٥٠ ٢, ٤٠٥ + ٠٥ = ٥٠, ٤٥٥ = ٥٠ .

٢ ـ الوسيط ـ الخطأ المعياري = ١,٩٦ × ١,٩٦ - ٠٠ = ٢,٤٥٥ - ٢ .
 ٥٠ = ٥٤٥,٥٤٥ وذلك بنسبة ثقة ٥٩,٠ وبنسبة شك ٥٠,٠ أما عند نسبة ثقة
 ٩٩,٠ ونسبة شك ٢٠,٠ فيكون كالآتى:

 $- \pi, 7 \pi = 0. - 1, 70 \pi \times 7, 0 \pi = 0. - 7, 7 \pi = 0. - 7$

أي أن الـوسيط عنـد نسبـة تأكد ٠,٩٥ تتـراوح قيمتـه بين ٥٢,٤٥، ٤٧,٥٤

وعند نسبة تأكد ٩٩, ٠ تتراوح قيمته بين ٢٣,٧٧، ٥٣, ٢٧

٤ - الخطأ المعياري للنسبة المئوية :

ويتم الحصول عليه بحساب الجذر التربيعي للنسبة × باقي النسبة مطروحاً من الواحد صحيح مقسوماً على مائة كالأتى:

وعندما تكون النتائج على شكل نسب مئوية يكون القانون:

مثال: أجاب ٧٥,٠ من الطلاب بالموافقة على إجراء الانتخابات الطلابية تحت إشراف لجنة محايدة وكان عدد عينة الطلاب الذين طبق عليهم البحث ٥٠٠ خمسمائة طالب، فما المدى الذي تتغير فيه هذه النسبة إذا أعيد إجراء البحث.

- باقي النسبة يكون = ١ - ٥٠,٠٠ = ٠٠,٠٠ باقي النسبة المئوية = ١٠٠٪ - ٧٥٪ = ٢٥٪

حل المثال في حالة النسبة:

$$\cdot, \cdot \Upsilon = \frac{\overline{\cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot}}{\cdot, \cdot, \cdot}$$
 الخطأ المعيار ي للنسبة = $\sqrt{-\infty}$

$$Y = \frac{1}{1}$$
 الخطأ المعياري للنسبة المئوية = ١٠٠٠

۱ ـ عند مستوی ۰۰,۰۰ تقـع النسبـة بین ۷۰,۰۰ + ۱٫۹٦ × ۲۰,۰۰ = ۷۸,۰۰ و بین ۷۰,۰۰ – ۱٫۹۳ × ۲۰,۰۰ = ۷۲,۰۰

۲ ـ عند مستوی ۰,۰۱ قع النسبة بین ۷۰ + ۰,۸۰ = ۰,۰۰ ×

۰, ۷، = ۰, ۰, ۲ × ۲, ۰۸ - ۰, ۷۰ نین

المئوية: عالة النسبة المئوية: حل المثال في حالة النسبة

ويمكن تكوار ١، ٢ في حالة النسبة المئوية وتنتج نفس النتائج لكن في ي بين ٢٧٪ - ٨٧٪، وفي عالة ٥٠,٠ تقع النسبة المئوية بين ٢٧٪ - ٨٧٪، وفي صورة نسبة مئوية ففي حالة ٥٠,٠ تقع ١٠٠٠ تقع النسبة المعتوية بين . ١٠٠٠ علله

الأتية : ويتم حسابه عن طريق المعادلة الأتية :

يتم حسابه عن طريق المعادلة الاثية: يتم حسابه عن طريق المعامل الارتباط =
لانتها المعياري لمعامل الارتباط = المخطأ المعياري القيارة اللفظية وبين القيارة اللفطية وبين المقيارة اللفطية وبين القيارة اللفطية وبين القيارة اللفطية وبين المقيارة اللفطية وبين القيارة اللفطية وبين المقيارة اللفطية اللفلية ال

... ... مائة تلميذ. المعامل ٣,٠ في عينة من ١٠٠ مائة تلميذ. المكانية وكانت قيمة هذا المعامل ٣,٠ في المخطأ المعياري لمعامل الارتباط = المنطأ ·, 91 9, 95 = ·, · 9 - 1 =

۰ (۰, ٤٧ ، ۰, ۱۳) ، (بين ۱, ۹۲ ، ۰) . وبين ۲, ۰ - ۱۹ ۹ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ، ۹ ۲ ، ۱ ٠,٠٩×٢,٥٨ +٠,٠ قيمة معامل الارتباط وتقع بين ٢,٠٠ + ١٥،٠ ٢

ثانياً: مقاييس الدلالة الإحصائية

Measurement of Statistical Signifiance

يقوم الباحث في البحوث النفسية والاجتماعية بإجراء بحثه على عينة محدودة العدد طبقاً لإمكانياته، لأنه لا يستطيع عادة أن يطبق البحث على المجتمع الأصلى بأكمله ، لكن عندما يستخرج نتيجته فإنه يكون في حالة شك من أن هذه النتيجة التي استخرجها هل راجعة إلى مجرد الصدفة أم راجعة إلى ظاهرة حقيقية في المجتمع الأصلي. ويقتضي هذا تكرار البحث عدة مرات واختيار عينات مختلفة من المجتمع الأصلى للتأكد من أن النتائج التي حصل عليها لا تختلف ولا تتغير في اتجاه مضاد باختلاف العينات التي يجرى عليها البحث. وتكرار التجربة يحتاج إلى قدر كبير من الوقت والجهد والنفقات كما سبق الإشارة في خطأ العينة. وتوفر مقاييس الدلالة الإحصائية على الباحث هذا التكرار فهي تبين إلى أي حد يستطيع أن يتأكد من ثبات نتائجه وإلى أي حد يستطيع إرجاعها إلى عامل الصدفة وحده. وسنتناول هنا مقياسين كثيري الاستخدام في البحوث هما: مقياس كا أو Quai Square ومقياس «ت» أو T. test ، وهذان المقياسان من المقاييس البارامترية Parametre وسنتناول النوع الأخر من المقاييس وهي المقاييس اللابارامترية Non-parametric عند تناول موضوع الإحصاء المتقدم (*). كما سنعرض كذلك هنا لدلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية، ولدلالة الفرق بين معاملات الارتباط، وللدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدى.

^(#) د. سيد محمد خيري ، الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية النهضة العربية _ 19۷٠ .

مقدمة: نفرض أن لدينا صندوقاً من المكعبات كل مكعب فيه ملون بلون من هذه الألوان: أبيض - أزرق - أحمر - أسود، وكان عدد المكعبات الملونة في كل لون متساوياً. فإذا أردنا التأكد من تساوي العدد في هذه الألوان الأربعة فإن الطريقة المباشرة هي القيام بعد جميع الألوان مهما كان الصندوق يتضمن بضعة آلاف من المكعبات. ولكننا نستطيع أن نوفر هذا الوقت والجهد فنأخذ عينة عشوائية وليكن عددها ٢٠ عشرون مكعباً فإذا كان المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون الألوان الأربعة فإنه بتطبيق مقياس كا يتم معرفة هل الاختلاف بين عدد الألوان في العينة وما كنا نتوقع لها اختلافاً جوهرياً أم اختلافاً يرجع إلى الصدفة في اختيار العينة. ولإجراء ذلك نقدم المثال الآتي:

مثال: تم سحب عشرين مكعباً من أحد الصناديق فوجد أن سبعة ٧ منها أبيض اللون، وثلاثة ٣ أزرق اللون، وسبعة ٧ أسود. فهل الاختلاف دالاً في عدد الألوان أم راجع للصدفة؟ وللتحقق من ذلك يتم ما يلى:

ا حساب التكرار النظري بقسمة مجموع المكعبات على عدد الألوان $0 = 1 \div 1$.

٢ ـ أوجد الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي حيث يمشل ذلك
 الأخير كما في المثال ٧ (أبيض)، ٣ (أحمر) (أزرق)، ٧ (أسود).

٣ ـ أوجد مربعات هذه الفروق للتخلص من الإشارات.

⁽ﷺ) الرمز اللاتيني هو X².

٣ ـ أقسم هذه المربعات على التكرارات النظرية فيكون مجموع خارج القسمة هو قيمة كا.

3 - 1 أحسب درجات الحرية بطرح واحد من عدد الفئات (عدد الألوان) في المثال التالى ، درجات الحرية = $3 - 1 = \pi$.

مثال:

ك")	- 4)				
Ŀ	(1-1)	<u> </u>	٤	ك (تجريبي)	ف
٠,٨	٤	۲ +	0	٧	أبيض
٠,٨	٤	۲ -	٥	٣	أحمر
٠,٨	٤	۲ -	0	٣	أزرق
٠,٨	٤	۲ +	٥		أسود
٣,٢,	کا			۲.	<u>ج</u>

r = 1 - 2 = 1 - 1 درجات الحرية (د. ح.) = عدد الفئات - 1

أ_حساب دلالة قيمة كا':

نبحث في جدول دلائه كا عند درجه الحرية ٣ وتحت مستوى المحرية ٣ وتحت مستوى من ١٠,٠٠، ١٠,٠٠، فإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ١٠,٠٠ كان الفرق دالاً عند ١٠,٠٠ كان الفرق بين كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ١٠,٠٠ كان الفرق بين التكرار النظري والتجريبي دالاً عند ١٠,٠٠ وإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ١٠٠،٠ كان الفرق بين التكرار التجريبي والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى

جدول قيم كا عند مستويات الدلالة ٥٠,٠١، ٥٠,٠١،

٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٥	دح	٠,٠٠١	٠,٠٠١	٠,٠٥	د . ح .
49,70	44,	77,74	١٦	١٠,٨٣	٦,٦٤	٣,٨٤	١
£7, V9	44, 81	44,09	۱۷	18,05	9,71	0,99	۲
17,73	٣٤,٨٠	۲۸,۷۸	١٨	17,70	11,72	٧,٨٢	٣
27,77	٣٦, ١٩	٣٠,١٤	۱۹	14, 27	14, 11	9, 29	٤
20,77	TV, 0V	71,21	۲.	7.,07	10, .9	11,.٧	٥
٤٦,٨٠	44.94	77,77	۲۱	77,27	١٦,٨١	17,09	٦
٤٨, ٧٧	٤٠, ٢٩	44,91	**	٣٤,٣٢	14, 24	18,00	٧
19.77	٤١,٦٤	80,10	74	77, 77	40,09	10,01	۸
01.11	٤٢,٩٨	٣٦,٤٢	7 £	۲۷,۸۸	71,77	17,97	٩
07,77	٤٤,٣١	47,70	40	79,09	74,71	۱۸,۳۱	١٠
02,00	20,72	٣٨,٨٨	47	٤١,٢٦	72,07	19,71	11
00, 21	٤٦,٩٦	٤٠,١١	۲۷	47,91	77,77	71,.4	14
٥٦,٨٩	٤٨, ٢٨	٤١,٣٤	۲۸	48,04	47,79	77,77	14
٥٨,٣٠	٤٩,٥٩	٤٢,٥٦	49	٣٦,١٢	79,18	74,74	١٤
09,70	٥٠,٨٩	۳۷,۷۷	٣.	۳۷, ۲۰	٣٠,٥٨	70,	10

والمقصود بمستويات الدلالة الثلاث في الجدول:

١ ـ دال عند ٠٠,٠٠ أي أن مستوى الثقة ٩٥٪ والشك ٥٪.

٢ ـ دال عند ٠,٠١ أي أن مستوى الثقة ٩٩٪ والشك ١٪.

٣ ـ دال عند ٠,٠٠١ أي مستوى الثقة ٩,٩٩٪ والشك ١,٠٪.

وبالنظر للمثال السابق نجد أن قيمة كا والتي تساوي ٣,٢ ليس لها دلالة إحصائية لأنها أقل من قيم كا الموجودة في الجدول عند درجة الحرية

ثلاثة وتحت المستويات ۰۰,۰۰، ۱۰,۰۰، والمفروض إذا كانت دالة عند ۰۰,۰۰ تكون قيمتها بين ۷,۸۲ – ۱۱,۳۳، وإذا كانت دالة عند ۰۰,۰۰ تكون قيمتها بين ۱۱,۳۲ – ۱۲,۲۲، وإذا كانت دالة عند ۰۰،۰۰ تكون قيمتها بين ۱۱,۳۶ فما فوق.

ب ـ استخدام كا في حساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي:

عرفنا عندما تكلمنا عن تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي الخطوات الخاصة بذلك حتى نصل للتوزيع النظري المتوقع والذي رمزنا له بالرمز ك. والسؤال هو هل ينطبق التوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي؟. ونحتاج إلى اختبار كالمحساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي كما في المثال الآتي:

Ĺ	ص	س <u>-</u> م	س – م	س	ك'حَ	كح	ح ,	신	ٺ
١,٥	٠,٠٥	۲ –	٤ -	١	۱۲	1	۲ –	٣	صفر ـ
٧,٢	٠, ٢٤	١ -	۲ -	٣	٦	٦ -	١ -	٦	- 4
۱۲	٠,٤٠	صفر	صفر	٥	صفر	صفر	صفر	17	- £
٧,٢٠	٠, ٢٤	١ +	۲ +	٧	٦	٦ +	۱ +	٦	-٦
1,0	٠,٠٥	۲ +	٤ +	٩	۱۲	۲ +	۲ +	۴	- ^
۲۹, ٤					44	صفر		٣٠	

م = ٥
ع = ٢
المقدار الثابت =
$$\frac{Y \times Y}{Y}$$
 = $\frac{Y \times Y}{Y}$

وبعد الحصول على التكرار النظري أن يتم استخدام كال لاحتيار مدى انطباق التوزيع:

٠ ا ا ا					
ڬ	٠ <u>٤</u> _ ع	<u> </u>	٤	এ	ف
١,٥٠	7,70	1,0+	١,٥	٣	صفر
١,٢٠	١, ٤٤	1, 7 -	. V, Y	٦	_ ٢
صفر	صفر	صفر	17	1 7	- £
١,٢٠	١, ٤٤	1, 7 -	٧,٢	٦	۳ –
١,٥٠	7,70	1,0+	١,٥	٣	- ^

قىمة كا = ٢٤٠ قىمة

جـ ـ حساب دلالة كان:

ولحساب دلالة كالله في حالة مدى انطباق التوزيع على التوزيع الاعتدالي يتم حساب درجة الحرية وهي في هذه الحالة تساوي عدد الفئات -٣ لأننا نكون مقيدين بثلاثة قيود هي المتوسط والانحراف المعياري والمقدار الثابت.

وبالنظر لجدول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحت مستوى وبالنظر لجدول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحت مستوى من المثال السابق أقل من الموجودة في الجدول عند المستويات الثلاث ٢٠٠٠،،١،٠،٠،٠،٠،٠،٠،٠، ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي لا يختلف عن التوزيع الاعتدالي.

تعديل ييتس Yates للتكرارات الصغيرة عند حساب كا

يتم تعديل الفرق بين التكرار النظري والتجريبي (ك ـ ك) بطرح قيمة

مقدارها و, ، من كل فرق وذلك إذا احتوت إحدى التكرارات التجريبية على قيمة أقل من خمسة مثال:

$$\dot{2}$$
 $\dot{2}$ $\dot{2}$

والملاحظ على التكرارات التجريبية أن بها تكرارين أقل من خمسة ولذلك قمنا بعمل التعديل الذي اقترحه ييتس Yates Correction * فتم طرح قيمة مقدارها نصف من كل فرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي، ويتم بعد تربيع (ك ـ ك المعدل) وإجراء باقي الخطوات المعتادة.

د ـ حساب قيمة كا من الجدول المزدوج:

يمكن حساب قيمة كا من الجدول المزدوج ومعرفة دلالتها وفيما يلي مثالاً لذلك:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث بهدف معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين تكرارات المجموعتين والتكرارات المتوقعة بالنسبة لإجابتهم على أحد مقاييس الرأي العام. وكانت تكرارات كل مجموعة على أحد أسئلة المقياس كما يلى:

^(*) هناك تصحيح اقترحه فيشر Fisher وذلك بطرح قيمة مقدارها واحد من كل فرق بين ك ـك ويسمى هذا التصحيح باسم: تصحيح فيشر ييتس Fisher Yates Correction

المجموع	إناث		ر	ذكو	الإجابة
٥٠	٦.	۲.	j	٣.	موافق
۲٠.	د	٨	حــ	١٢	معارض
۸	و	7	٩	۲	محايد
٧٨	٣٤		દદ		المجموع

وتتلخص الخطوات الخاصة بحساب كاا فيما يلي:

١ ـ الحصول على التكرار النظري لكل تكرار تجريبي وذلك بضرب مجموع عمود التكرار الأول في مجموع تكرار الصف كالآتي:

$$Y\Lambda = Y\Lambda, Y1 = \frac{0 \cdot \times \xi\xi}{V\Lambda} = \Psi \cdot$$
 فَ أَ الْمُقَابِلُ لَلْتَكُوارُ التَّجْرِيبِي

$$\Upsilon\Upsilon = \Upsilon 1, \forall 9 = \frac{\circ \cdot \times \Upsilon \xi}{\lor \land} = \Upsilon \cdot \frac{}{\lor \lor}$$
 المقابل للتكرار التجريبي

$$11 = 11, 7\Lambda = \frac{Y \cdot \times \xi\xi}{\Lambda V} = 17$$
 التكرار التجريبي $17 = 17, 7\Lambda$

$$\mathbf{q} = \Lambda, V = \frac{\mathbf{r} \times \mathbf{r} \cdot \mathbf{r}}{V \wedge} = \Lambda$$
 التكرار التجريبي $\mathbf{r} = \mathbf{r} \times \mathbf{r} \cdot \mathbf{r} \times \mathbf{r}$

$$\epsilon = \epsilon, 01 = \frac{\lambda \times \xi \xi}{VA} = \gamma$$
 المقابل للتكرار التجريبي $\epsilon = 0$

$$\xi = \pi, \xi = \frac{\Lambda \times \pi \xi}{V\Lambda} = \pi$$
 كُ والمقابل للتكرار التجريبي

٢ ـ يتم حساب كا بالطريقة العادية على النحو الآتي:

'(ゴーゴ)					
এ	·(3-3)	ك _ كالمعدل (*	<u> </u>	ন	<u></u>
٠,٠٧	Y, Y0	1,0+	۲ +	۲۸	r. i
٠,١٠	7,70	1,0-	۲ -	**	ب ۲۰
٠,٠٢	٠, ٢٥	•, 0 +	1 +	11	11-
•,•٢	٠,٢٥	•, 0 -	1 -	٩	د ۸
1,70	7, 40	Y, 0 -	۳ -	٥	هـ ۲
•,7•	۲, ۲٥	1,0+	Y +	٤	و٦
Y. •7 = '	'lS				

٣ ـ ويتم حساب درجات الحرية في هذا المثال كما يلي:

٤ ـ يتم البحث عن قيمة كا في الجدول عند درجة الحرية ٢ تحت مستوى ٥٠,٠٠١,٠١ فنجد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق أقل من تلك القيم.

هـ حساب معامل التوافق من كا :

يمكن حساب معامل التوافق من قيمة كا بالمعادلة الآتية :

^(*) وذلك لوجود أحد التكرارات التجريبية (ك) يقل مقداره عن خمسة وهو التكرار الأخير وقيمته اثنين.

^(**) عدد الأعمدة اثنين أي ذكور وإناث، وعدد الصفوف ثلاثة أي موافق؛ معارضٌ ومحايد.

$$\vec{b} = \sqrt{\frac{2\vec{b}'}{\vec{b} + 2\vec{b}'}}$$

(۲) T. Test _«ت پار

يستخدم اختبار «ت» للمقارنة بين متوسطين تجريبيين. وهدفه التأكد من أن الفرق بين المتوسطين الناتجين من عينتين فرق ثابت أي له دلالة، أم أنه فرق ناتج عن الصدفة وظروف اختيار العينة بمعنى أنه إذا تكرر البحث عدة مرات فإن هذا الفرق لن يظهر مرة ثانية.

ولاختبار «ت» قانونين أحدهما في حالة تساوي عدد أفراد العينة في المجموعتين والثانية في حالة عدم تساوي العدد في المجموعتين.

أ ـ قانون اختبار «ت» في حالة تساوى العدد في المجموعتين.

$$\mathbf{c}^{(*)} = \sqrt{\frac{3' + 3'}{3' + 3'}}$$

a' = 1 المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية .

ع' = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.

 $a^{T} = 1$ | Wiscold | Illian | Various | Va

ن = عدد أفراد العينة في أي (واحد) من المجموعتين.

ب _ قانون اختبار «ت» في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

$$\frac{1 - 17}{\frac{1}{\sqrt{3}} + \frac{1}{\sqrt{3}} \times \frac{7}{\sqrt{7}} \times \frac{7}{\sqrt{7}} \times \frac{1}{\sqrt{3}}}{\sqrt{7 - 1} \times \frac{1}{\sqrt{3}}} = \overline{\Box}$$

حيث أن:

م ١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م ٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية .

ن ١ = عدد أفراد المجموعة الأولى.

ن ٢ = عدد أفراد المجموعة الثانية.

ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.

ع ٢ = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

جـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفاً):

Statistical level of يرمــز لمستــوى الدلالــة الإحصــائية الإحصــائية تكون في significance بالحرف الإغريقي: α ألفـا. وقيم الدلالـة الإحصــائية تكون في الغالب في معظم البحوث عند المستويات الآتية:

.,.0

٠,٠١

٠,٠٠١

وفي العادة يختار الباحث مستوى دلالة الفرق الذي يقبله بين المجموعتين في دراسته منذ البداية ليرفض الفرض أو يقبله إذا كانت القيمة المستخرجة أقل من تلك الموجودة عند ذلك المستوى الذي قبله.

أمثلة

١ حساب اختبار «ت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
 أولاً: من القيم الخام

طبق باحث اختباراً للطلاقة اللفظية على مجموعتين من الذكور

والإناث عدد كل منهما ستة ، فكانت درجات كل مجموعة على هذا الاختبار كما يلى:

	وعة ب	المجم		المجموعة أ			
ح ً	حُ (س - م)	القيم (س)	ق	حُ	حُ (س - م)	القيم (س)	ق
٩	٣_	٣	١	صفر	صفر	٥	١
47	٦+	١٢	۲	40	o +	١.	۲
۸۱	۹ +	10	٣	٩	۴ +	٨	٣
٤	۲_	٤	٤	١	١ _	٤	٤
70	٥_	١	٥	٩	٣_	۲	٥
70	٥_	٠ ١	٦	١٦	٤ ـ	١	٦
۱۸۰		.44		7		٣٠	

$$7 = \frac{m\eta}{\eta} = \gamma$$

$$9 = \frac{m}{\eta} = \gamma$$

$$9$$

فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين متوسط المجموعتين؟ . وبحساب قيمة «ت» كما يلى :

$$\frac{1}{\frac{\gamma - \gamma}{\circ}} = \frac{1}{\frac{\gamma(\circ, 1)}{\circ} + \frac{\gamma(\circ, 1)}{\circ}} = \frac{1}{1 - 1}$$

$$\cdot, \tau_0 = \frac{1}{\tau, \Lambda \tau} = \frac{1}{\Lambda} \sqrt{\tau} = \frac{1}{\Lambda}$$

حساب دلالة قيمة «ت»:

يتم الكشف عن دلالة قيمة اختبار «ت» من الجدول الخاص بذلك ويتم الحصول أولاً على درجة الحرية وهي تساوي في مثالنا السابق ٦-١=٥. وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠,٠، ابر٠، نظر في الجدول عند أي من التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث أكبر من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق غير دال بين المجموعتين أما إذا كانت قيمة اختبار «ت» التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث (٥٠,٠،١،٠،١) أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقل من القيمة المستخرجة من المثال.

جدول دلالة «ت»

	٠٠٠١	٠,٠٥	د.ح.	٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٥	دح
4,977	۲,۸۷۸	۲,۱۰۱	١٨	789,719	٦٣,٦٥٧	17,7.7	١
٣,٨٨٢	۲,۸٦١	۲,٠٩٣	۱۹	۳۰,09۸	9,970	٤,٣٥٢	۲
٣,٨٥٠	۲,۸٤٥	۲,٠٨٦	۲.	27,951	0,121	٣,١٨٢	٣
4,119	۲,۸۳۰	۲,٠٨٠	71	۸,٦١٠	٤,٦٠٤	۲,۷۷٦	٤
7, 497	٣,٨١٩	۲,٠٧٤	77	٦,٨٥٩	٤,٠٣٢	7,071	٥
۳,٧٦٧	۲,۸۰۷	۲,٠٦٩	74	0, 209	٣,٧٧٠	۲, ٤٤٧	٦
۳,۷:٥	4,797	7 7 :	7 £	0, 5 . 0	٣, ٤٩٩	7,770	٧
4,740	۲,۷۸۷	۲,٠٦٠	70	0, • £ 1	4,400	7,4.7	٨
7, ٧.٧	4,779	7,007	47	٤,٧٨٠	٣, ٢٥٠	7,777	٩
٣, ٦٩٠	۲,۷۷۱	7,.07	**	٤,٥٨٧	٣,١٦٩	7,771	١٠
۳,٦٧٤	۲,٧٦٣	۲,۰٤٨	۲۸	٤,١٣٧	٣,١٠٦	7,711	١١
٣,٦٥٩	4, 407	۲,٠٤٥	49	٤,٣١٨	٣,٠٥٥	7,114	17
٣,٦٤٦	۲,٧٥٠	۲,۰۳۲	٣٠	٤,٣٢١	717	7,17.	17"
7,001	۲,٧٠٤	۲,۰۲	٤٠	٤,١٤٠	Y,9VV	7,120	١٤
٣, ٤٦	۲,٦٦٠	۲,۰۰	٦.	٤٠٠٧٣	7,987	7,181	10
7,777	۲,٦١٧	1,91	14.	٤,٠١٥	7,971	7,17.	١٦
٣, ٢٩١	۲,۰۷٦	1,970	فمافوق	٣,٩٦٥	۲,۸۹۸	۲,۱۱۰	۱۷

وبالنظر للجدول السابق نجد أن قيمة «ت» المستخرجة في المثال السابق وهي ٣٠,٠٠ أو ٢٠,٠٠ أو ٢٠,٠٠ أو ١٠,٠٠ أمام درجة الحرية ٥.

ثانياً: من الجدول التكراري وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية

حيث يتم حساب م، ع أولاً:

ب					Ī				
لحَ	لر	ح	丝	ر.	ك حٌ ا	ك ح	ح	丝	ٺ
0	0	1 -	٥	- ٣	0	0 -	١ -	0	. – ٤
_	-	صفر	١.	- 0	-		صفر	٨	-
o	0 +	۱ +	٥	- V	٧	٧ +	۱ +	٧	- 1 Y
١.	صفر		۲٠		۱۲	Y +	۲.	۲.	

 $\Upsilon, \cdot \Lambda = , VV \times \xi = , oqq \xi = \xi$

وبعد حساب قيمة م، ع لكل من المجموعتين أ، ب يتم استخراج قيمة كما يلي:

$$\frac{\xi,\xi}{1,01}=$$

$$0, \forall 9 = \overline{} = \frac{\xi, \xi}{\cdot, \forall 7} = \frac{\xi, \xi}{\cdot, \diamond \wedge} = \frac{\xi, \xi}{11, ?} = \overline{}$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٢٠ ـ ١) ١٩ وتحت مستوى ٥٠,٠،،،،،،،،، نجد أن قيمة ت المستخرجة في هذا المثال لها دلالة عند ١٠٠,٠، وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠،،،،

٢ ـ حساب اختبار «ت» في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

أولاً: من القيم الخام

أجريت دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث طبق عليهم فيها اختباراً سوسيومترياً (العلاقة الاجتماعية) فكانت درجات كل مجموعة من المجموعتين والتي بلغ عدد الذكور فيها ستة وعدد الإناث خمسة كما يلي:

	ناث	الإ		الذكور			
حٌ'	ر ح	القيم	ق	ح ؑ ٚ	ح	القيم	ق
١	۱ +	10	١	صفر	صفر	0	١
40	0 +	19	۲	70	0 +	١٠	۲
٤	۲ +	١٦	٣	٩	۳ +	٨	٣
١٦	٤ -	١.	٤	١	١ -	٤	٤
١٦	٤ -	١.	0	٩	۳ –	۲	٥
				١٦	٤ -	١	٦
٦٢	صفر	٧٠		٦.	صفر	٣٠	

وبعد حساب م، ع لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث يتم استخراج قيمة (ت):

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + 7} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 17) \times 7} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 17) \times 7} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, 17) \times (\Upsilon, 17) \times 7} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times 0 + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, 17) \times (\Upsilon, 17) \times 7} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times \frac{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)}{(\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon, 0\Upsilon)} = 0$$

$$\frac{1}{7} + \frac{1}{0} \times (\Upsilon, 0\Upsilon) \times (\Upsilon$$

$$\xi, \cdot \gamma = \frac{q}{\gamma, \gamma \xi} = \frac{q}{0, \cdot \gamma \gamma 0} = \overline{z}$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٥ + ٦ - ٢) ٩ نجد أن قيمة ت لها دلالة إحصائية عند مستوى ٠٠,٠١ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٠٠,٠١.

ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية حيث يتم استخراج م، ع أولاً:

	۲ .	 جموعة	الم		المجموعة ١				
كحّ،	ك	. ک	4	ف	ك حٌ ٢	كح	ح	٤	Ć.
0	o –	١ -	0	- ٣	70	0 -	١ -	0	- ٤
صفر	صفر	صفر	١٥	- 0	صفر	صفر	صفر	٨	- 1
٥	0+	1 +	٥٠	- v	٤٩	٧ +	1 +	٧	- 17
١.	صفر		70	-	٧٤	۲ +		۲.	
م ۲ = ۲					,	۱۰,٤=	£ × <u>*</u>	+ \ •	- م م ۱ =

$$1, \Upsilon T = \Upsilon \times \Upsilon T = \Gamma \Upsilon, \Gamma$$

$$1 \cdot , \xi = \xi \times \underline{+} + 1 \cdot = 1$$

$$3 = 3 \sqrt{\frac{3}{1}} - (\frac{7}{1})^{-1} = 1$$

$$79 \times 1 = 3 \times$$

$$\forall$$
, \forall Λ = 1, \P Y \times ξ = 1 ξ

وبعد حساب م، ع للمجموعة ١، وللمجموعة ٢ يتم استخراج قيمة

$$\frac{1-1\cdot,\xi}{\frac{1}{70}+\frac{1}{7\cdot}\frac{(1,77)70+(V,V\Lambda)\times Y\cdot}{Y-70+Y\cdot}}\sqrt{=}$$

$$, \cdot \underbrace{\xi + , \cdot \circ \times \frac{(1, \circ 9) \ Y\circ + \circ \wedge, 9 \wedge \times Y \cdot}{YY + Y \cdot}} =$$

$$\frac{\xi,\xi}{1.9\times YA.m_1}=$$

$$\frac{\xi,\xi}{1,7} = \frac{\xi,\xi}{7,00} = -$$

ت = ۲,۷٥

الدلالة: وبالكشف عن قيمة ت أمام درجة الحرية (... + ... + ... عند مستوى ... ، ... ، ... ، ... نجد أن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق نجد أن لها دلالة عند مستوى ... ، لأن قيمة ت في المثال أكبر من الموجودة في الجدول عند مستوى ...

تمارين

١ ـ احسب هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين المجموعتين أ، ب
 والذي يمثل درجاتهما الجدول التكراري الآتي :

عة ب	المجمو	المجموعة أ		
গ	ف	<u> </u>	ف	
٣	- 1.	٧	- o	
صفر	- Y•	٨	- 1.	
10	- * ·	١٢	- 10	
10	- ٤.	١٣	- Y•	
۱۲	- 0 •	١.	- Yo	
11	- 7 •	٠٩	- ۳۰	
٥	- V •	• 1	- 40	
۰۰		٦.		

٢ ـ عدل توزيع المجموعة أ لأقرب توزيع اعتدالي.

٣ ـ احسب مدى قرب أو بعد (انطباق) توزيع المجموعة ب من التوزيع الاعتدالي.

٤ - أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال الذكور والأطفال
 الإناث طبق عليهم فيها اختبار التوافق الشخصي فكانت درجاتهم على
 الاختيار:

الأطفال الذكور: ٥ - ٩ - ١٢ - ١٩ - ٨ - ٧ - ٦

الأطفال الإناث: ٩ ـ ٥ ـ ٣ ـ ٣ ـ ١٨ ـ ٦ - ١١

احسب هل هناك فرق له دلالته الإحصائية بين المجموعتين.

٣ ـ درجة الحرية

تعني درجة الحرية عدد الدرجات أو عدد التكرارات التي يمكن أن تتغير حول قيمة ثابتة أو مقياس معين للمجتمع الأصلي. فإذا جمعنا مجموعة من الدرجات عدد ٢٠ عشرون درجة وهذه الدرجات العشرون لها متوسط معروف ١٠ عشرة مشلاً، ومن المعلوم من خلال حساب الانحراف عن المتوسط أن مجموع انحراف القيم عنه يساوي صفراً (أنظر الانحراف عن المتوسط في مقاييس التشتت) فإنه يترتب على ذلك أن تكون أية تسعة عشرة درجة من هذه الدرجات العشرين حرة في تغير قيمتها بينما تكون الدرجة العشرين مقيدة بقيمة معينة تضاف للقيم التسعة عشر حتى يصبح المتوسط ١٠ عشرة ولذلك تكون درجات الحرية التي تتشتت حول متوسط ذلك التوزيع مساوية ن ١٠

٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب ـ ثنائي الذنب)

إذا كانت صياغة الفرض تعتمد على أن مجموعة من المجموعتين أعلى أو

أقل من الأخرى في الصفة المقاسة فإن تحديد اتجاه الفرق يشير إلى اختبار واحد الطرف أو واحد الذنب One-tailed test ، أما إذا كانت الصياغة قائمة على الطرف أو واحد الذنب تختلطان دون تحديد لأي اتجاه لهذا الاختلاف كنا بصدد اختبار ثنائي الذنب أو الطرف Two-tailed test وكلمة طرف تشير إلى طرف المنحنى.

والأساسي في تحديد واحد الذنب هو أننا نشير لطرف واحد من أطراف التوزيع (العالي ـ المنخفض) والمتمثل في القيمة المحتملة التي تم الحصول عليها كقيمة واحدة الذنب One-tailed P Value .

أما الأساس في تحديد ثنائي الذنب (أو الطرف) هو أننا نشير لطرفي التوزيع كأن يقول الباحث في دراسته ما هي الدرجة المحتمل الحصول عليها وتنحرف عن المتوسط؟. أو أن هناك فرقاً دالاً في متوسط درجات الذكور والإناث في القدرة اللفظية. والباحث هنا يكون أمام متوسطين وانحرافين معياريين أي يكون في تعبيره عن الدرجة، المحتملة واضعاً في الحسبان كلا طرفي التوزيع Two-tailed test .

(٣) حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدي

يستخدم الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة لحساب الدلالة الإحصائية لدرجات مجموعة واحدة من الأفراد على مقياس للاتجاهات قبل مشاهدتها لفيلم يهدف لتغيير اتجاه هذه المجموعة وبعد مشاهدتها للفيلم. ومعادلة الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة

أي أن:

م ١ = المتوسط قبل مشاهدة الفيلم.

م ٢ = المتوسط بعد مشاهدة الفيلم.

ع م ١ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل مشاهدة الفيلم.

ع م ٢ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد مشاهدة الفيلم.

ر = معامل الارتباط بين درجات الأفراد قبل و بعد مشاهدة الفيلم .

ع م ١ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة.

ع م ٢ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد المشاهدة.

مثال: أراد باحث أن يعرف مدى تأثير مشاهدة خمسة من الطلبة الجامعيين لفيلم عن العمل في الصحراء في تغيير اتجاهاتهم نحو العمل في تلك الجهة. فقام الباحث أولاً بقياس اتجاهاتهم نحو العمل في تلك المناطق النائية ثم عرض عليهم فيلماً عن التعمير السذي حدث في هذه المناطق وتبع ذلك قياس اتجاهاتهم مرة ثانية نحو العمل في تلك الأماكن. وفيما يلي درجاتهم على مقياس الاتجاه قبل وبعد مشاهدة الفيلم:

الأشخاص: (١) (٢) (٣) (٤) (٥)

الدرجات قبل: ۲ ٤ ه ۱ ٣

الدرجات بعد: ٣ ه ٢ ٦ ٤

حل المثال:

۱ ـ المتوسط قبل المشاهدة = ۲ + ٤ + 0 + ۱ + ۳ = ۱۰ ÷ ۰ = ۳

٢ _ المتوسط بعد المشاهدة = ٣ + ٥ ٦ + ٢ + ٤ = ٢٠ ÷ ٥ = ٤

$$\nabla = \frac{\nabla}{\delta}$$
 | Local lead of the state of $\nabla = \frac{\nabla}{\delta}$ | Local lead of $\nabla = \frac{\nabla}{\delta}$ | Local lead of $\nabla = \frac{\delta}{\delta}$ | Local

٥ ـ معامل الارتباط بين الدرجات قبل وبعد المشاهدة .

ف ٔ	ف	رتبة بعد	رتبة قبل	بعد	قبل	ق
صفر	صفر	٤	٤	٣	۲	١
صفر	صفر	۲	۲	٥	٤	۲
صفر	صفر	١	١	٦	٥	٣
صفر	صفر	٥	٥	۲	١	٤
صفر	صفر	٣	٣	٤	٣	٥
= صفر	مجـ ف					

$$1 = \frac{r \times obc}{o(or -1)} = 1$$

$$\frac{3-7}{1}$$
 القيمة = $\sqrt{(37,1)^7+(1,1)^7-7\times1\times37,1\times97,1}$

$$\frac{1}{2\sqrt{1+7}\sqrt{1+7}\sqrt{1+7}} =$$

$$\frac{1}{\xi, \forall 9 - \xi, 99} = \frac{1}{\cdot, \forall \cdot} = \frac{1}{\cdot}$$

Y, **YV** =

ويصبح الفرق بين اتجاهات الطلاب دالاً عند مستوى ٠٠, إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ - إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ فما فوق.

وفي المثال السابق يعتبر الفرق بين اتجاهات الطلاب قبل مشاهدة الفيلم وبعد مشاهدة الفيلم دالاً إحصائياً أي أن مشاهدة الفيلم عملت على تغيير اتجاهات الطلاب إلى النواحي الإيجابية الخاصة بقبول فكرة العمل في الصحراء.

(٤) دلالة الفرق بين معاملات الارتباط

أولاً: في حالة المجموعات المستقلة:

إذا أراد الباحث مقارنة مصفوفة معاملات الارتباط لمجموعة من المتغيرات كالقدرة اللفظية والقدرة العددية والمترادفات لدى عينة من الذكور بمصفوفة معاملات الارتباط لنفس المتغيرات لدى عينة من الإناث فإنه يلجأ في ذلك لمعادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط الآتية:

معادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط =
$$\frac{\frac{(-\frac{1}{1} - \frac{1}{1})}{1 + \frac{1}{(1-\frac{1}{1})}}$$

حيث أن:

ز ١ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الأولى (١)

ز ٢ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الثانية (٢)

ن ١ = العدد في المجموعة الأولى.

ن ٢ = العدد في المجموعة الثانية.

الخطوات:

١ ـ يتم حساب معامل الارتباطبين درجات الاختبارين (س، ص) في المجموعة الأولى، وكذلك في المجموعة الثانية.

٢ ـ إستخرج المقابل اللوغاريتمي لمعامل ارتباط المجموعة الأولى ولمعامل ارتباط المجموعة الثانية (أنظر الارتباط المتعدد حيث يوجد الجدول الخاص بالمقابل اللوغاريتمي).

٣ ـ إحسب الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (بسط المعادلة).

٤ ـ إحسب الخطأ المعياري للعينتين (مقام المعادلة) كالآتي:

$$\frac{1}{1 + \frac{1}{1}} = \frac{1}{1 + \frac{1}{1}} = \frac{1}{1}$$

٥ ـ اقسم الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (في الخطوة رقم ٣) على
 الخطأ المعيار ي لتحصل على القيمة النهائية .

٦ _ إذا كانت القيمة الناتجة:

أ ـ تقع بين ١,٩٦ - ٢,٥٨ كان الفرق دالاً عند ٠,٠٠

ب ـ تقع بين ٥٨ ، ٢ فما فوق كأن الفرق دالاً عند ٠ ، ٠ ١

حــ أقل من ١,٩٦ كان الفرق غير دال أي يتم قبول الفرق الصفري.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من أطفال الريف ومجموعة من أطفال المدينة طبق فيها على كل مجموعة اختبارين أحدهما يقيس السرعة المحركية والثاني يقيس السرعة الإدراكية وقام بحساب معامل الارتباط بين الاختبارين في كل مجموعة على حدة ، علماً بأن العدد في المجموعة الأولى ٥٣ وفي المجموعة الثانية ٧٠. والمطلوب حساب دلالة الفرق بين معاملي الارتباط في المجموعتين إذا كان الارتباط في مجموعة الريف ٧٠،٠، وفي مجموعة الحضر ٥٠،٠،

خطوات الحل:

١ ـ المقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٧٠,٠ الخاص بأطفال
 ١١ يف من الجداول الخاصة بذلك هو ٨٧,٠ (**).

٢ ـ والمقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٥٠,٠ الخاص بأطفال
 الحضر من الجداول الخاصة بذلك هو ٥٥,٠ (**).

(*) يمكن حساب المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط كالآتي:

المقابل اللوغاريتيم (Log) لمعامل الارتباط ورمزه (ز ۱) = $\frac{1}{Y}$ لو $\frac{1+\sqrt{1}}{1-\sqrt{1}}$ ($\frac{1+\sqrt{1}}{1-\sqrt{1}}$)

ز $\frac{1}{Y} = \frac{1}{Y}$ لو $\frac{1+\sqrt{1}}{1-\sqrt{1}} = \frac{1}{Y}$ لو $\frac{1}{Y}$, $\frac{1}{Y}$ (* $\frac{1}{Y}$ * $\frac{1$

(هذه) نتيجة للتقريب تلاحظ فروق بسيطة بين المقابل اللوغاريتيم من الجدول وبين المقابل المستخرج من المعادلة باستخدام الآلة الحاسبة بالنسبة لـ: «لو» والتي تقابلها Ln من الآلات الحاسبة الرياضية .

٣ ـ الفرق بين المقابلين اللوغاريتميين = ٠,٥٥ - ٥٥,٠ = ٣٢,٠

$$\frac{1}{r-v} + \frac{1}{r-\sigma}$$
 = ilead llast lla

$$\frac{1}{1} + \frac{1}{0} =$$

٠, ١٨٤ =

۱, ۷۳ = $\frac{., ۳۲.}{., ۱۸٤}$ = القيمة الناتجة

وبما أن هذه القيمة أقل من القيمة الواقفة عند مستوى ٠٠,٠٠، وعند مستوى ٠٠,٠٠، وعند مستوى ٠٠,٠٠، وعند مستوى ٠٠,٠٠، وعند مستوى مبروعتي الارتباط وفي مجموعتي الريف والحضر من الأطفال.

ثانياً: لدى المجموعة الواحدة.

في أولاً قارنا بين اثنين من معاملات الارتباط في مصفوفتين لمجموعتين من أطفال الريف وأطفال الحضر. وأحياناً يريد الباحث معرفة دلالة معاملات الارتباط بين اثنين من هذه المعاملات في مصفوفة ارتباط المجموعة الواحدة أي مجموعة الريف أو الحضر. ولنفترض أن مصفوفة مجموعة الريف كان من بينها ثلاثة اختبارات هي:

١ ـ القدرة العددية.

٢ ـ القدرة اللفظية .

٣ ـ القدرة الحركية.

وأراد الباحث أن يعرف دلالة الفرق بين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة اللفظية (٢) والذي بلغت قيمته ٧٠,٠، وبين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة الحركية (٣) والذي بلغت قيمته ٣٠,٠، فإنه سيكون في هذه الحالة في حاجة لحساب معامل الارتباط بين القدرة النفظية (٢)، وبين القدرة الحركية (٣) والذي يبلغ ٢٤,٠ فما دلالة الفرق بين الارتباطيين الآتيين كما أشرنا علماً بأن عدد العينة ٧٠:

٧,٠ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة اللفظية (ر ٢٠١).

۳, • معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة الحركية (ر ۳۰۱).
 ۲, • معامل الارتباط بين القدرة اللفظية والقدرة الحركية (ر ۳۰۲).

١ ـ يطبق القانون الآتي:

$$\frac{|ULY|_{c}}{(\dot{b})} = \frac{(c + 1)^{2}(\dot{c} - 7)(\dot{c} - 7)(1 + c + 7)^{2}}{7(1 - c + 7)^{2} - c + 7)(\dot{c} - 7)(1 + c + 7)}$$

$$\frac{(\cdot,\xi\Upsilon+1)(\Upsilon-\vee\cdot)^{\intercal}(\cdot,\Upsilon-\cdot,\vee\cdot)}{(\cdot,\Upsilon)(\cdot,\vee\cdot)(\cdot,\xi\Upsilon)\Upsilon+^{\intercal}(\cdot,\Upsilon)-^{\intercal}(\cdot,\vee\cdot)-^{\intercal}(\cdot,\xi\Upsilon)-1)\Upsilon}=$$

$$\frac{(1,\xi\Upsilon)(\Upsilon)^{\Upsilon}(\cdot,\xi)}{(\cdot,\cdot\Lambda)^{\Upsilon}+(\cdot,\cdot\Lambda)-(\cdot,\xi\Lambda)-(\cdot,\Upsilon)^{\Upsilon}}=$$

$$\frac{10, YY}{\cdot, 17 + (\cdot, \cdot 9) - (\cdot, \xi 9) - (\cdot, \Lambda Y) Y} =$$

$$\frac{10, YY}{\cdot, 17 + \cdot, \cdot 9 - \cdot, \xi 9 - \cdot, 1V} =$$

 $\frac{10, YY}{\cdot, Y0-} =$

¬·, ∧∧ =

يعتبر عدّد العينة ممثلاً للتباين الصغير وتستخرج درجة حريته كالآتي ن - ٣ = ٧٠ - ٣ = ٦٧، كما أن درجة حرية التباين الكبير تعتبر مساوية للقيمة ١

وبالبحث في جدول دلالة نسبة ف عند درجة حرية التباين الصغير ٦٧ نجد أن الأقرب لها درجة الحرية ٦٥، وعند درجة حرية التباين الكبير ١ نجد:

القيمة عند ٠٠، ٠ = ٣,٩٩ القيمة عند ٧،٠٤

وبما أن القيمة الناتجة في المثال السابق أكبر من القيمتين السابقتين إذاً هناك فرق له دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ بين معامل الارتباط ٢٠١، ومعامل الارتباط ٣٠١.

(٥) دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية

في كثير من الدراسات النفسية والتربوية يكون للفروق في التغير بين المجموعات أهمية كبيرة. فالباحث في هذه الدراسات يهمه معرفة أي المجموعات تختلف اختلافاً دالاً في الانحراف المعياري أكثر من اختلافها في متوسط الإنجاز والتحصيل. والمثال على ذلك الباحث التربوي أو النفسي الذي يريد أن يختبر جدوى طريقة جديدة في تعليم الرياضيات بمدى التغير الذي تحدثه في الدرجات عن الطريقة الحالية المأخوذ بها. وعندما يتم

دراسة مجموعات مختلفة أو مستقلة أو عندما تعطي الاختبارات لنفس المجموعات غير المرتبطة فإن دلالة الفرق تحسب بالمعادلة الآتية:

أولاً ـ ني حالة العينات الكبيرة العدد:

معادلة دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية =

الفرق بين الانحراف المعياري (١)، (٢)

√مربع الخطأ المعياري للانحراف (١) × مربع الخطأ المعياري للانحراف (٢)

وفيما يلي المثال التوضيحي لتطبيق تلك المعادلة.

مثال: طبق اختبار يقيس الاستدلال الحسابي على ٨٣ ولداً، ٩٥ بنتاً وكان الانحراف المعياري لدرجات الأولاد ٧,٨١، وللبنات ١١,٥٦ والمطلوب حساب دلالة الفرق بين هذين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرافين (١١,٥٦ - ٧,٨١) وهو ٣,٧٥ دال عند ٢٠,٠١؟

الخطوات:

١ ـ الخطاً المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الأولى
 (الذكور):

$$\cdot$$
 , $= \frac{V, \Lambda_1}{V \times V} = \frac{V, \Lambda_1}{V \times V} = \frac{V, \Lambda_1}{V \times V} = V, \Lambda_1$ الخطأ المعياري (*)

٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الثانية (الإِناث)

$$^{\circ}$$
 الخطأ المعياري = $\sqrt{\frac{11,07}{18, \sqrt{1}}} = \frac{11,07}{19} = \frac{11,07}{19}$

$$\frac{r, v_0}{r} = \frac{v, v_1 - v_1, v_2}{v_1, v_2, v_3} = \frac{v, v_2}{v_1, v_2, v_3} = \frac{v, v_2}{v_1, v_2, v_3} = \frac{v, v_2}{v_2, v_3, v_4} = \frac{v, v_2}{v_1, v_2} = \frac{v, v_2}{v_2, v_3} = \frac{v, v_2}{v_3, v_4} = \frac{v, v_3}{v_3, v_4} = \frac{v, v_3}{v_4} = \frac{v, v_4}{v_4} = \frac{v$$

القيمة الناتجة = ٣, ٦١

ولما كانت القيمة الناتجة أعلى من ٢,٥٨ وهو مستوى الدلالة عند ٢,٠٠ فإن ذلك يشير إلى أن مستوى أداء البنات على الاستدلال الرياضي أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٥٠, فيكون عند ١,٩٦ والمعادلة السابقة تصلح في المجموعات الكبيرة الأعلى من ٣٠ فرداً.

ثانياً .. في حالة العينات الصغيرة العدد:

تحسب دلالة الفرق في حالة المجموعات الصغيرة بواسطة اختبار «ف» F test . وذلك بقسمة التباين (الانحراف المعياري) الأكبر على التباين الأصغر ويوضح ذلك المثال التالى:

مثال:

عدد المجموعة الأولى (١) = ٦ عدد المجموعة الثانية (٢) = ١٠ التباين في المجموعة (١) = ٢٢. التباين في المجموعة (٢) = ٢٩.١

 $1, \forall \Lambda = \frac{mq, 1}{\gamma \gamma} = \infty$ اختیار «ف» اختیار

وبالنظر في جدول دلالة «ف» عند درجات الحرية الآتية:

⁽ ١٠٠٠) أو النسبة الحرجة CR .

۱ ـ درجة الحرية للمجموعة الثانية = ۱۰ – ۱ = ۹ (تباين كبير)
۲ ـ درجة الحرية للمجموعة الأولى = 7 - 1 = 0 (تباين صغير). ومعنى ذلك أنه لا يوجد ما يشير إلى أن المجموعتين مختلفتين اختلافاً جوهرياً.

		•

الجُ زُوُ الشَّالِثِ الاجصَادِ النَّقِيِّرِم

			•	-

مقدمة

يهتم هذا الجرز، الأخير من الإحصاء بالمعاملات التي تفيد الباحث في حل كثير من المشاكل التي قد يقع فيها ويواجهها سواءاً وهو ما زال على الطريق يجمع بيانات بحثه أو يكون قد انتهى من جمعها ثم فطن لوقوعه في ثغرة من الثغرات. وهنا تساعده الإحصاء وتأخذ بيده فتعينه على حل مشكلته. كما أن هذا الجزء أيضاً يهتم بما يقدمه للباحث بتحقيق هدفه من خلال إعطائه الأسلوب العلمي الدقيق ونعني به التحليل العاملي ليستقرىء به من الجزئيات الكليات التي تشيع بينها. ويقدم لنا الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصائية المناسب للتوزيعات غير الاعتدالية أي المقاييس اللابارامترية، ثم دلالة النسب المئوية، وتحليل التباين البسيط والمزدوج.

أولاً: معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث

(1)

العلاقة المستقيمة والمنحنية

مقدمة: قبل أن يستخدم الباحث معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار (بيرسون الشكل الثالث من جدول الانتشار المردوج) لا بد أن يتأكد من أن المتغير س، ص والذي يقوم بإيجاد العلاقة بينها _ عادة _ اعتداليان في توزيعهما. فإذا لم يكن التوزيع اعتدالياً في المتغيرين استخدم الباحث في هذه الحالة نسبة الارتباط(*).

أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية

ويمكن للباحث أن يتأكد من أن التوزيع اعتدالي والعلاقة مستقيمة بين المتغيرين عن طريق الأساليب الآتية :

أ ـ الرسم البياني .

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص.

جــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص.

مثال: فيما يلي جدول انتشار مزدوج لدرجات ١٧ شخصاً على اختبارين س، ص، والمطلوب معرفة هل التوزيع اعتدالي أم لا؟

^{(﴿ ﴾} د. سيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ دار التأليف ـ ١٩٧٠ .

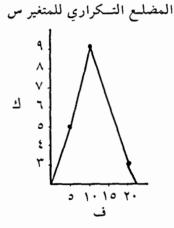
بح	- ^	٦ - ٦	- ٤	ص
0	۲	\	۲	_ 0
٩	۲	٤	٣	-1.
٣	١	صفر	۲	- 10
۱۷	0	0	٧	بج

(جدول انتشار مزدوج يبين العلاقة بين س، ص)

أ .. بالرسم البياني

ويمثل المضلعان التكراريان الآتيان توزيع المتغير س وتوزيع المتغير ص.





ويلاحظ في المضلعين السابقين أنهما يبتعدان عن التوزيع الاعتدالي الذي يقترب من شكل الجرس فالمضلع التكراري للمتغير (س) ذا قيمة مدببة، والثاني ذا قيمتين تقريباً كما أنه يميل للإلتواء. ويجب أن لا يكتفي الباحث للتأكد من أن التوزيع اعتدالي بطريقة واحدة بل عليه أن يستخدم أكثر من طريقة وأكثر من أسلوب.

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص

ولمعرفة هل العلاقة مستقيمة أم منحنية نقوم بحساب المتوسط الحسابي للأعمدة في جدول الانتشار المزدوج والمتوسط الحسابي للصفوف في نفس الجدول على النحو التالي:

١ _ المتوسط الحسابي للأعمدة

ويتم حساب المتوسط الحسابي لأعمدة من خلال الجدول التكراري للمتغير س جدول الانتشار المزدوج وذلك على النحو الآتي:

(مود الثاني	، : العا	٢		: الأول	م: العمود	
ك حَ	ح	<u>4</u> .	ف	ك حَ	í	ك ح	ف
١ -	١ -	١	- 0	۲ -	١.	- Y	- 0
صفر	صفر	٤	- 1.	-	سفر	٥ ٣	- 1.
صفر	\ +	صفر	- 10	Y +	١.	+ <u>Y</u>	- 10
١ -		0		صفر	•	٧	
11,0	$= o \times \frac{1}{o}$	- 17,	م = ٥	17,0 =	<u>حسر</u> × ه	<u>-</u> - ۱۲,0	= ^

م: العمود الثالث

$$11,0 = 0 \times \frac{1}{0} - 17,0 = 0$$

٢ ـ المتوسط الحسابي للصفوف

ويتم حساب المتوسط الحسابي للصفوف من خلال الجدول التكراري للمتغير ص في جدول الانتشار المزدوج على النحو الأتي:

م: للصف الأول (١)

كحَ	ح	។	ف
۲ -	1 -	۲	- 1
صفر	صفر	١	~ 7
+	١+	۲	- A
Y +		0	
۲ –			
صفر			

م: للصف الثاني (٢)

$$7, VA = , YY - V = Y \times \frac{1}{9} - V = Y$$

$$7, m = Y \times \frac{1}{m} - V = m$$

وبعد حساب المتوسطات الحسابية لكل من الأعمدة والصفوف على النحو السابق يتم وضع هذه المتوسطات في مواقعها بجدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

(جدول الانتشار المزدوج وبه متوسطات الصفوف والأعمدة)

ᆠ	- ^	-7	- £	س ص
		٧		_ 0
	11,0	٦,٧٨،١١,٥	۱۲,٥	-1.
		7,77		- 10
				بج

و بتمثيل المتوسطات السابقة بعلامات يمكن توصيلها ببعضها ببعض كل على حدة (الأعمدة _ الصفوف) في جدول الانتشار يصير شكل الجدول السابق كما يلى:

(جدول الانتشار المزدوج وبه مستقيم متوسطات الصفوف . . . ومستقيم متوسطات الأعمدة ـ . ـ .)

بح	- ^	- ٦	- ٤	س ص
		A		_ 0
	•	=	_	- 1 ·
				-10
				بج

ويلاحظ على الجدول السابق أن العلاقة بين المتوسطات مستقيمة وليست منحنية .

جــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص

ويتم ذلك من خلال خطوتين، الأولى تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي، والخطوة الثانية اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا وذلك بالنسبة لكل من المتغيرين.

۱ ـ بالنسبة للمتغیر (س)
 أولاً: تحویل توزیع المتغیر (س) إلى أقرب توزیع

Ü	ص	س <u>- م</u> ع	س - م	س	لحٌ'	لحَ	ح	ij	ف
٤,٢٥	, ۱۷	1,44	٤,٥-	٧,٥	0	٥ -	١-	٥	- 0
9,00	٠,٣٩	,10	•,0+	17,0	-	-	صفر	٩	- 1.
۲,۷٥	,11	1,77	0,0+	۱۷,٥	٣	۴ +	۱ +	٣	- 10
۱٦,٧٥					٨	۲ -		۱۷	

م =
$$0.71 - 17, 0 = 0$$
 بالتقریب $0.71 - 17, 0 = 0$ بالتقریب

$$\frac{1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{1}{1 \cdot 1} = \frac{1}$$

 $= 0 \times 70$ بالتقريب $\pi, \xi = 70$

$$Yo = \Lambda \frac{o}{\pi, \xi} = \frac{1 \vee \times o}{\pi, \xi} = 1$$
المقدار الثابت

اختبار دلالة التوزيع باستخدام كاا

وكما يتضح من قيمة كا' نجد أنه ليس لها دلالة إحصائية وذلك من خلال الكشف عن دلالتها في جدول قيم كا'. ومعنى هذا أنه لا يوجد فرق بين التوزيع التجريبي والتوزيع الاعتدالي أي أن هذين التوزيعين ينطبقان على بعضهما. ونتيجة لذلك يمكن استخدام معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار وذلك إذا كان توزيع المتغير ص ينطبق أيضاً على التوزيع الاعتدالي.

ب ـ بالنسبة للمتغير (ص) أولاً: تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي

싄	ص	س - م	س – م	س	ك حَ'	ك حَ	حُ	싄	ف
٤,٦	٠, ٢٢	1, .7 -	١,٨-	٥	٧	٧ -	١ -	٧	- ٤
۸۰۰	٠,٤٠	٠,١٢+	٠,٠٢+	٧	-	صفر	صفر	٥	- ٦
٣.٤	٠,١٧	1,7.+	۲,۲+	٩	٥	0+	۱ +	٥	- A
17,					17	۲ -		۱۷	

$$7, \forall 7 = \frac{7}{\sqrt{2}}, \forall 7 = 7$$

$$1,7\Lambda = ,\Lambda \xi \times \Upsilon = ,\cdot 1_-, V1 \Upsilon = 1, V = \overline{(\frac{\Upsilon}{V}) - \frac{1\Upsilon}{V}} V = \xi$$

$$\mathbf{r} \cdot = \frac{\mathbf{r} \times \mathbf{r}}{\mathbf{r} \cdot \mathbf{r}} = \mathbf{r} \times \mathbf{r}$$
المقدار الثابت

ثانياً: اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

'실_실					
<u> </u>	11-1	<u> </u>	Ī	এ	ف
1,70	0, ٧٦	۲,٤+	٤,٦	٧	- ٤
1,15	٩,٠٠	٣,٠ -	۸,٠	٥	- 7
· , Vo	۲,0٦	١,٦ +	٣,٤	٥	- A
کا = ۳, ۱۳	•		17	17	

ويتضح لنا من قيمة كا السابقة أنه ليس لها دلالة إحصائية ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي ينطبق على التوزيع الاعتدالي أي يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار لحساب العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في جدول الانتشار المزدوج السابق.

أما إذا لم تكن العلاقة مستقيمة وكانت منحنية، ولم ينطبق التوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي فإن على الباحث في هذه الحالة استخدام نسبة الارتباط.

(Y)

نسبة الارتباط Correlation Ratio

وجدنا في الجزء السابق أنه عندما لا يكون التوزيع اعتدالياً في المتغيرين، وعندما لا تكون العلاقة بينها مستقيمة لا يستخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون Pearson عن طريق جدول الانتشار المزدوج أو غييره للكشف عن العلاقة بين المتغيرين بل يستخدم في هذه الحالة نسبة الارتباط. ويستطيع الباحث أن يستخرج من جدول الانتشار المزدوج نسبتي ارتباط حسب تحديده لأي

المتغيرين س أو ص هو المتغير المستقل أو المتغير المعتمد. فإذا كان س هو المتغير المستقل، ص المغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط س على ص أما إذا كان ص هو المتغير المستقل، س هو المتغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط ص على س.

١ - نسبة ارتباط س . ص

ويتم حساب نسبة الارتباط بطرح متوسط صفوف المتغير ص (والسابق الحصول عليها عند حساب هل العلاقة مستقيمة أم منحنية؟) من المتوسط العام لهذا المتغير ثم تربيع هذا الانحراف وضربه في تكرارات س. وذلك على النحو الآتي:

مثال:

[ك س × مربع الانحرافات]	[مربع انحرافم: ص. عـن المتوسط العـام لـ ص]	[ح م: ص. ص عن م العام لـ ص]	[م:صفوفص]	ك س	ن
, ۲.	• • • •	٠, ٢٠ +	٧	٥	_ 0
. • 9	1	٠.٠٣	٦,٧٧	٩	-1.
	772	· , £V -	7,77	٣	- 10
٠,٩٥				17	

$$7, \Lambda = Y \times \frac{Y}{V} - V = 1$$
المتوسط العام للمتغير ص

الانحراف المعياري له: مجدك س × مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام:

$$\cdot, \gamma \xi = \overline{\cdot, \sigma \gamma} = \overline{\cdot, 9 \sigma} = \overline{\cdot, 9 \sigma}$$

نسبة ارتباط س . ص = $\frac{3 + 2 \, \text{m} \times \text{مربع الانحرافات}}{3 \, \text{o}}$

نسبة ارتباط س. ص = $\frac{7.7}{1.7}$ = ٤١,٠

ويمكن إيجاز الخطوات السابقة فيما يلى:

١ ـ نضع فئات المتغير س (عند حسابنا نسبة ارتباط س . ص)
 وتكرارات ونضع في مقابل تلك التكرارات متوسط صفوف المتغير ص .

٢ - يتم حساب المتوسط العام للمتغير ص.

٣ ـ يتم طرح المتوسط العام للمتغير ص من كل متوسط من متوسطات صفوف ص عن المتوسط العام للمتغير ص .

٤ ـ يتم تربيع كل انحراف تم الحصول عليه في الخطوة السابقة ويوضع الناتج في عمود مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام.

٥ ـ يتم ضرب الناتج في الخطوة السابقة في تكرارات المتغير سالمقابلة لها ليتم الحصول على مجموع ك س × مربع انحرافات صفوف صعن متوسطها العام.

٦ ـ يستخرج الانحراف المعياري لمجموع ك س × مربع انحرافات

صفوف ص عن متوسطها العام بتطبيق المعادلة التالية:

٧ ـ يتم حساب نسبة الارتباط كما يلي:

 $=\frac{|V|}{|V|}$ نسبة ارتباط س. ص $=\frac{|V|}{|V|}$ الانحراف المعياري له عبر موبع الانحراف المعياري للمتغير ص

وتتبع نفس الخطوات السابقة عند حساب نسبة ارتباط ص. س كما في المثال السابق:

مثال لحساب نسبة ارتباط ص. س.

(ك ص × مربع الانحرافات)	(مربع انحرافم:أعمدة سعن متوسطهاالعام)	[انحرافمأعمدة س عن متوسطها العام]	[م:أعمدةس]	[ك ص]	ٺ
7.07	٠,٣٦	٠,٦+	17.0	٧	- Ł
٠,٨٠	17	٠, ٤ _	11,0	3	- 7
			11,0	٥	- ۸
1,17				17	

$$\frac{11}{10}$$
 الانحراف المعياري لمجه: ك ص × مربع الانحرافات = $\sqrt{\frac{11}{10}}$

. . 0 =

اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط:

يرى المؤلف أنه يمكن تحديد اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط من خلال:

أ ـ شكل التوزيع في جدول الانتشار (الجدول المزدوج) أو.

ب ـ حساب معامل الارتباط بين كل متغيرين حتى يمكن معرفة الارتباطات الموجبة والارتباطات السالبة ووضع هذه الإشارات السالبة والموجبة أمام نسب الارتباط الخاصة بكل من المتغيرين.

(٣) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

مقدمة:

لا يستطيع الباحث في كثير من البحوث التي يجريها ضبط كل متغيرات بحثه أما عن صعوبة وعوائق ميدانية أو نسيان إجراء عملية الضبط والتثبيت للمتغيرات أثناء الخطوات الأولى من البحث.

ويحتاج الباحث في هذه الحالة لمعامل إحصائي يفيده في عزل تأثير هذا المتغير أو المتغيرات التي لم يثبتها على الظاهرة المدروسة من حيث علاقاته بمتغيرات أخرى.

منال:

أراد باحث أن يدرس العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب لدى مجموعة من الطلبة. ومن المعروف أنه إلى جانب الغياب فإن طريقة التدريس للطالب تؤثر في تحصيله الدراسي أيضاً. فإذا استطاع الباحث أن

يضبط هذا المتغير (المتغير الخاص بطريقة التدريس) أثناء إجرائه للتجربة ويختار التلاميذ من بين الذين يتعلمون بطريقة تدريس واحدة فإنه يكون بذلك قد عزل تأثير هذا المتغير. أما إذا لم يستطيع اختيارهم من الذين يخضعون لطريقة تدريس واحدة وكان التلاميذ يتعرضون لطرق تدريس مختلفة فإنه بذلك يكون في حاجة لمعامل الارتباط الجزئي لكي يعزل تأثير متغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضح ذلك في المثال الآتي:

مثال:

(٣)	(٢)	(1)	
طريقــة	التحصيل	الغياب	(ن)
التدريس			
14	10	٧٠	١
۲.	14	11.	۲
00	11	17.	٣
۸٠	14	90	٤
٠٦	٠٨	1.0	٥

وفي المثال السابق وتمهيداً للحصول على معامل الارتباط الجزئي لعزل تأثير طريقة التدريس على العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي يتم الحصول على معاملات الارتباط الآتية بين المتغيرات الثلاث السابقة:

أولاً: معامل الارتباط^(*) بين الغياب والتحصيل الدراسي ونرمـز له بالرمز: ر ٢٠١ أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢.

^(*) على الباحث أن يستخدم معامل الارتباط المناسب لعدد العينة ولطبيعة توزيع متغيراته.

ثانياً: معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠١، أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٣.

ثالثاً: معامل الارتباط بين التحصيل الدراسي طريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠٢، أي معامل الارتباط بين المتغير ٢ والمتغير ٣.

أولاً: ﴿ ر ٣٠١

ف ٔ	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ن
	17, ••	٤,٠+	١	٥	10	١
, ۲0	٠,٥٠-	۲,٥	۲	۱۳	11.	۲
٠٩,٠٠	۳,۰۰-	٤	١	11	17.	٣
7,70	١,٥٠+	۲,٥	٤	۱۳	90	٤
٤,٠٠	۲,۰۰-	٥	٣	٨	1.0	٥
٣١,٥	0,0+					
	0,0-					
	صفر					

ثانیاً: س ۳۰۱

$$, Y = , \Lambda - 1 = \Psi \cdot 1, = \frac{97}{17 \cdot} - 1 = \frac{17 \times 7}{17 \cdot} - 1 = \Psi \cdot 1$$

ثالثاً: ر ٣٠٢

ف٢	ن ،	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ن
٩,٠٠	٣,٠٠-	٤	1.	١٣	10	١
٠,٢٥	٠,٥٠-	٣	۲,٥	۲.	١٣	۲
٤,٠٠	۲,۰۰+	۲	٤	00	11	٣
۲, ۲٥	١,٥٠+	١	۲,٥	۸۰	۱۳	٤
صفر	صفر	٥	٥	٦	٨	٥
10,00						

$$\frac{10.0 \times 7}{72 \times 0} - 1 = \text{WeY}$$

$$, \Upsilon\Upsilon = , \Upsilon\Lambda - 1 = \frac{4\pi}{1\Upsilon} - 1 = \Upsilon \cdot \Upsilon$$

وبعد ذلك يتم تطبيق قانون معامل الارتباط الجزئي الآتي:

$$\frac{(r \cdot r) \times r \cdot r \cdot r}{(r \cdot r) \times r \cdot r \cdot r} = r \cdot r \cdot r$$

حيث أن:

ر ٣٢٠١ = معامل الارتباط الجزئي.

ر ٢٠١ = معامل الارتباط بين الغياب والتحصيل.

ر ٣٠١ = معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس.

ر ٣٠٢ = معامل الارتباط بين التحصيل وطريقة التدريس.

وبالتعويض عن المعادلة السابقة في المثال السابق فإن:

$$\frac{\cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot}{\cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot} = \forall \cdot \cdot, \cdot \cdot$$

$$C \quad 1.47 = \sqrt{1 - 7.00 \cdot 1 - 77.00}$$

$$c \quad 1.77 = \sqrt{\frac{-77.}{\sqrt{9}. \times 79.}}$$

$$\frac{\cdot, 77 -}{\cdot, 97} = \frac{\cdot, 77 -}{\cdot, 9717} = 77 \cdot 1$$

$$\cdot, 70 = \frac{\cdot, 77 -}{\cdot, 97} = 77 \cdot 1$$

فإن العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي مع تثبيت أثـر طريقـة التدريس على هذه العلاقة في هذا المثال التدريبي ـ ٠٠,٦٥

العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل العاملي

ذهب سبيرمان .S Spearman C. إلى أن معامل الارتباط بين أي عدد من الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير العقلي ترجع إلى وجود عامل عام مشترك فإذا تم عزل أثسر هذا العامل العام من هذه الاختبارات فإنه لا يوجد ذلك الارتباط بين هذه الاختبارات وتصير قيمته صفراً. وهذا ما تقوم عليه معادلة الفروق الرباعية والتي تشير إلى أنه إذا كانت الارتباطات التي تجمع بين تلك الاختبارات ترجع إلى عامل عام مشترك فإن الفروق الرباعية تصبح مساوية للصفر. وتسمى معادلة الفروق الرباعية بهذا الاسم لأنه لو أخذنا أي أربعة اختبارات من اختبارات من اختبارات من اختبارات من معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين مجموع ارتباطات عمود اختبار أ وعمود اختبار ب هي Y: 1: 00 وعلى هذا الأساس يكون أحد عود اختبار جوعمود اختبار د هي Y: 1: 00 وعلى هذا الأساس يكون أحد عود اختبار جوعمود اختبار د هي Y: 1: 00 وعلى هذا الأساس يكون أحد عود اختبار جوعمود اختبار د هي Y: 0.000 الأساس يكون أحد عود اختبار به عود اختبار به عود اختبار به عود اختبار به ي وعلى هذا الأساس يكون أحد عود اختبار به ي وعلى هذا الأساس يكون أحد عود اختبار به عود اختبار به ي وحد الخبار به ي وحد الأساس يكون أحد عود الخبار به ي وحد الحبار به ي وحد الخبار به ي وحد الحبار به ي وحد الخبار به ي وحد الحد العبار به ي وحد الخبار به ي

(£)

معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation

مقدمة:

يواجه الباحث في كثير من البحوث والدراسات التي يجريها كثيراً من المشاكل تساعده الإحصاء دون شك على حلها. ويعتبر معامل الارتباط المتعدد على رأس الأساليب الإحصائية التي تساعد الباحث على تفهم الظاهرة موضوع الدراسة من حيث علاقتها بكافة المتغيرات الأخرى التي ترتبط بها. ويواجه الباحث مثل هذه المشاكل في علم النفس الاجتماعي وعلم النفس الصناعي حيث يجد كثيراً من الظواهر التي ترتبط بالعديد من المتغيرات. ففي علم النفس الاجتماعي نجد مثلاً تكوين الاتجاهات يرتبط بالتنشئة الاجتماعية وبالجماعة العضوية والجماعة المرجعية وبوسائل الاتصال وبدور الجماعة الأولية . . . وهكذا العديد من المتغيرات التي ترتبط بتكوين الاتجاه . وفي علم النفس الصناعي نجد أن الكفاية الإنتاجية للعامل ترتبط بجوانب كثيرة مثل القدرات والذكاء ، والروح المعنوية ، والتوحد بالعمل ، والمكانة الاجتماعية والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء . . .

ويحتاج الباحث في مثل هذه الأحوال إلى التوصل لمعامل عددي واحد يوضح له العلاقة بين هذه الظاهرة وتلك المتغيرات التي ترتبط بها.

ويضع معامل الارتباط المتعدد على عاتقه الكشف عن هذه العلاقة في مثل هذه الأحوال. وقانون معامل الارتباط المتعدد هو:

مثال:

لو أردنا معرفة العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة من العمال في عملهم وبين كل من المكانة السوسيومترية والروح المعنوية وكانت درجاتهم على كل من المتغير المستقل (الكفاية الإنتاجية) والمتغيرات المعتمدة (المكانة السوسيومترية والروح المعنوية) كما يلي:

(٣)	(٢)	(1)	
السروحالمعنوية	المكانة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	ق
. Y •	17	٧	١
Y0	11	٨	Y
17	٧	٤	٣
٣١	٩	7	٤
٣.	١.	٣	٥

فإنه يتم حساب معاملات الارتباط الآتية:

١ ـ معامل الارتباط بين الكفاية الإنتاجية والمكانة السوسيومترية أي
 ٢٠١٠.

٢ ـ معامل الارتباط الكفاية الإنتاجية والروح المعنوية أي ر٣٠١.

٣ معامل الارتباط بين المكانة السوسيومترية والروح المعنوية أي
 ٣٠٢.

أولاً: ر ۲۰۱

$$\cdot, 7 = \frac{\xi \Lambda}{1 \cdot 1} - 1 = \frac{\Lambda \times 7}{1 \cdot 1} - 1 = 1 \cdot 1$$

$$\cdot, 1 \cdot = 1, 1 \cdot -1 = \frac{177}{17 \cdot} = \frac{77 \times 7}{75 \times 0} - 1 = 77 \cdot 1$$

^(*) هذا مجرد مثال وقيمة الارتباط الحالي لا تكشف عن طبيعة هذه العلاقة .

ثالثاً: ر ٣٠٢

ف۲	ف	رتبة	رتبة	(٣)	(٢)	ن
				السروح المعنوية	المكانة السوسيومترية	
٩	۳ -	٤	١	٧.	17	١
١	١ -	٣	۲	40	1,1	۲
۲, ۲٥	١,٥-	٥	۳,٥	۱۷	١٠	٣
١٦	٤ +	١	٥	۳۱	9	٤
۲, ۲٥	١,٥+	۲	۳,٥	٣.	١٠	٥
۳٠,٥						

$$=\frac{1\Lambda T}{1T} - = \frac{T \cdot 0 \times 7}{1} - 1 = T \cdot T$$

وبالتعويض عن معادلة معامل الارتباط المتعدد في المثال السابق تكون قيمة معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من المكانة السوسيومترية والروح المعنوية كما يلى:

$$\frac{r, r + r, r}{1 - (r, r), r} = r \cdot r \cdot r$$

$$\frac{7, \cdots \times 7, \cdots \times 7, \cdots \times 7, \cdots \times 7}{1 - \lambda 7} =$$

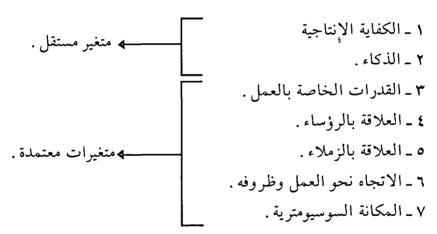
$$\cdot, 70 = \frac{\cdot, 00}{\cdot, \Lambda\xi} = \frac{\cdot, 00}{\cdot, VY} = \frac{\cdot, 7\xi - \cdot, 71}{\cdot, VY} =$$

. العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة العمال في المثال السابق وبين كل من مكانتهم السوسيومترية وروحهم المعنوية تساوي ٠,٦٥ وذلك باستخدام معامل الارتباط المتعدد.

ملحوظة: أحياناً يرتبط بالظاهرة موضوع الدراسة كما سبق أن بينا أكثر من متغيرين فقد يكون ثلاثة أو أربعة أو خمسة أو أكثر من ذلك حسب طبيعة الظاهرة نفسها. ويحتاج الباحث في هذه الحالة كذلك لمعامل عددي واحد يعبر له عن علاقة الظاهرة بهذه المتغيرات جميعاً.

مثال:

أراد باحث أن يدرس علاقة الكفاية الإنتاجية للعامل بالمتغيرات المرتبطة بها:



والباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بحساب معاملات الارتباط الآتية:

١ ـ معامل الارتباط بين كل من الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات.

٢ ـ معامل الارتباط المتعدد بين كل من الكفاءة الإنتاجية والعلاقة
 بالرؤساء والعلاقة بالزملاء.

٣ ـ معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والاتجاه نحو العمل
 والمكانة السوسيومترية .

وللحصول على معامل عددي واحد يعبر عن علاقة الكفاية الإِنتاجية بالمتغيرات الست السابقة نقوم بما يلي:

١ ـ تحويل معامل الارتباط المتعدد إلى مقابلة اللوغاريتمي في الجدول الخاص بذلك.

٢ ـ حساب متوسط المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط.

٣ ـ تحويل المتوسط اللوغاريتمي مرة أخرى إلى مقابله من معاملات
 الارتباط وذلك في الجدول الخاص بذلك والمشار له في ١.

ويستخدم جدول تحويل معامل الارتباط رإلى مقابلة اللوغاريتمي ز في تحويل معاملات الارتباط التي تزيد عن ٥٠,٠٠ إلى مقابلاتها اللوغاريتمية لحساب متوسطاتها. ثم يحول الناتج اللوغاريتمي بعد ذلك إلى المقابل الارتباطي ويكون هذا المقابل الارتباطي هو معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من الذكاء والقدرات الخاصة بالعمل والعلاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية. ولنفترض أن معاملات الارتباط المتعدد في المثال السابق كانت كما يلى:

أُولاً: بين الكفاية الإِنتاجية والذكاء والقدرات ر ٣٠٢٠١ = ٣٠،٣١

ثانياً: بين الكفاية الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء ر٠٠٠ = ٥٠٤٠٠.

^(*) يتم هذا الإجراء لأن التوزيع النكراري للارتباطـات التي تقع بين ٢٥ . • • • • • • • • • فير اعتدالي أما التوزيع التكراري لمقابلها اللوغاريتمي فهو اعتدالي. وعلى هذا فلا يجوز في حالة الارتباطات حساب متوسطها بينما يجوز ذلك لمقابلها اللوغاريتمي.

ثالثاً: بين الكفاية الإنتاجية والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية ر ٧٠٦٠١ = ٢٠,٤٢ .

وبالرجوع لجدول المعامل اللوغاريتمي (*) • , نجد أن المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط المتعدد السابقة هي:

والمتوسط الحسابي للمقابلات اللوغاريتمية = $\frac{77, + \cdot , 77}{7} + \frac{1,77}{7}$ = $\frac{1,79}{7}$ = $\frac{1,79}{7}$

والبحث في نفس الجدول عن معامل الارتباط ر المقابل للقيمة ٤٦,٠ اللوغار يتمية نجد أنه يساوي ٤٣,٠ وبهذا يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات والعلاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية ٤٣,٠ هذا ويمكن التأكد من دلالة معامل الارتباط المتعدد كما سبق أن بينا.

^(*) د. فؤاد البهي السيد ـ الجداول الإحصائية ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨ ص ٨ جدول ١٣ وذلك بالنسبة لمعاملات الارتباط ٢٠,٠٥ ـ ١٩٩٥،، أما بالنسبة للاقل أنظر مناهج البحث في التربية وعلم النفس لفان دالين ترجمة بإشراف سيد عثمان ـ الانجلو المصرية ١٩٧٥.

أولاً _ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٥, • فما فوق أي غير الاعتدالية التوزيع.

ز	ر	j	ر	ز	ر	ز	ر	٤.	J
1,07	.,910	١,٠٠	٠,٧٧	٠,٦٨	٠,٥٩	٠,٤٥	٠,٤٢	٠, ٢٦	٠, ٢٥
1,09	٠,٩٢٠	1,.4	٠,٧٧	٠,٦٩	٠,٦٠	٠,٤٦	٠, ٤٣	٠, ٢٧	٠, ٢٦
1,77	٠,٩٢٥	١,٠٥	٠,٧٨	٠,٧١	٠,٦١	٠,٤٧	٠, ٤٤	٠, ٢٨.	٠, ٢٧
1,77	٠,٩٣٠	١,٠٧	۰,۷۹	۰,۷۳	٠,٦٢	٠,٤٨	٠,٤٥	٠, ٢٩	٠, ٢٨
١,٧٠	٠,٩٣٥	١,١٠	۰٫۸۰	٠,٧٤	٠,٦٣	٠,٥٠	٠,٤٦	٠,٣٠	٠, ٢٩
١,٧٤	٠,٩٤٠	1,18	٠,٨١	٠,٧٦	٠,٦٤	٠,٥١	٠,٤٧	٠,٣١	۰,۳۰
١,٧٨	٠,٩٤٥	1,17	٠,٨٢	٠,٧٨	٠,٦٥	٠,٥٢	٠,٤٨	٠,٣٢	٠,٣١
١,٨٣	٠,٩٥٠	1,19	٠,٨٣	٠,٨٩	٠,٦٦	٠,٥٤	٠,٤٩	٠,٣٣	٠,٣٢
1,19	۰,۹٥٥	1,77	٠,٨٤	٠,٨١	۰,٦٧	٠,٥٥	٠,٥٠	٠,٣٤	٠,٣٣
1,90	٠,٩٦٠	١,٢٦	۰ ,۸٥	٠,٨٢	٠,٦٨	٠,٥٦	٠,٥١	۰ , ۳٥	٠,٣٤
۲,٠١	٠,٩٦	1,49	٠,٨٦	۰٫۸٥	٠, ١٩	٠,٥٨	٠,٥٢	٠,٣٧	٠,٣٥
۲,٠٩	٠,٩٧٠	١,٣٣	٠,٨٧	٠,٨٧	٠,٧٠	٠,٥٩	٠,٥٣	٠,٣٨	٠,٣٦
۲,۸	۰,۹٧٥	۱,۳۸	٠,٨٨	٠,٨٩	٠,٧١	٠,٦٠	٠,٥٤	۰,۳۹	٠,٣٧
۲,۳۰	٠,٩٨٠	1,27	۰٫۸۹	٠,٩١	٠,٧٢	٠,٦٢	٠,٥٥	٠,٤٠	۰,۳۸
۲, ٤٤	۰,۹۸٥	١,٤٧	٠,٩٠	٠,٩٣	۰,۷۳	٠,٦٣	٠,٥٦	٠,٤١	٠,٣٩
۲,٦٥	٠,٩٩٠	١,٥٠	۰,۹۰۵	٠,٩٥	٠,٧٤	٠,٦٥	۰,۵۷	٠,٤٢	٠,٤٠
۲,۹۹	٠,٩٩٥	1,04	٠,٩١٠	٠,٩٧	۰,۷۵	٠,٦٦	٠,٥٨	٠, ٤٤	٠,٤١

ثانياً _ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقل من ٢٥, ، أي الاعتدالية التوزيع

ز	ر	ز	ر
٠,١٢٦	•,170	•,••	٠,٠٠٠
٠,١٣١	٠,١٣٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
٠,١٣٦	٠,١٣٥	. • , • 1 •	٠,٠١٠
٠,١٤١	٠,١٤٠	٠,٠١٥	٠,٠١٥
, 127	٠,١٤٥	٠,٠٢٠	٠,٠٢٠
•,101	٠,١٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠٢٥
٠,١٥٦	٠,١٥٥	٠,٠٣٠	٠,٠٣٠
٠,١٦١	٠,١٦٠	٠,٠٣٥	٠,٠٣٥
•,177	٠,١٦٥	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠
٠,١٧٢	٠,١٧٠	٠,٠٤٥	٠,٠٤٥
•,1٧٧	٠,١٧٥	٠,٠٥٠	٠,٠٥٠
٠,١٨٢	٠,١٨٠	٠,٠٥٥	٠,٠٥٥
٠,١٨٧	٠,١٨٥	٠,٠٦٠	٠,٠٦٠
•,197	٠,١٩٠	٠,٠٦٥	٠,٠٦٥
٠,١٩٨	٠,١٩٥	٠,٠٧٠	٠,٠٧٠
٠, ٢٠٣	٠, ٢٠٠	٠,٠٧٥	٠,٠٧٥
٠,٢٠٨	٠,٢٠٥	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
٠, ٢١٣	٠,٢١٠	٠,٠٨٥	٠,٠٨٥
., ۲۱۸	٠,٢١٥	٠,٠٩٠	٠,٠٩٠
\triangleleft L			

(تابع) جدول المقابل اللوغاريتمي

. ;	ر	ز	ر
٠, ٢٢٤	•, **•	•,•٩0	٠,٠٩٥
٠, ٢٢٩	٠,٢٢٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٠, ٢٣٤	٠, ٢٣٠	٠,١٠٥	٠,١٠٥
٠, ٢٣٩	٠, ٢٣٥	٠,١١٠	•,11•
., 780	٠, ٢٤٠	٠,١١٦	٠,١١٥
., 70.	٠, ٢٤٥	٠,١٢١	٠,١٢٠

(٥) الانحدار والتنبوء

مقدمة: إذا طبق اختبار يقيس تحصيل التلاميذ في مادة الحساب على مجموعة منهم يوم السبت مشلاً، وأعيد عليهم تطبيقه يوم الاثنين من نفس الأسبوع فإن الأفراد الذين حصلوا على درجات مرتفعة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الانخفاض والاقتراب من المتوسط عند إعادة الاختبار عليهم يوم الاثنين. كذلك الأفراد الذين حصلوا على درجات منخفضة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الارتداد نحو المتوسط يوم الاثنين.

يحدث هذا الارتداد نتيجة خطأ في القياس والذي يجعل أفراد يحصلون على درجات مرتفعة في ذلك الموقف المعين، ولذلك فمن المحتمل أن ينخفض أداء الشخص عند إعادة الاختبار عليه. أي أنه إذا كان قد تصادف وحدث خطأ في القياس في المرة الأولى أدى إلى حصول أفراد على درجات مرتفعة أو منخفضة، فإن الصدفة لن تحدث في المرة الثانية.

ويقصد بالخطأ الآثار العرضية كالغش بالنسبة لمن حصل على درجة مرتفعة ، والمرض بالنسبة لمن حصل على درجة منخفضة . ويطلق اسم الارتداد أو الانحدار Regression على ذلك .

ويعتبر جالتون Galton أول من استخدم فكرة الانحدار في بحوثه عن الوراثة، إذ لفت نظره بالنسبة لوراثة صفة طول القامة أن الأطفال اللذين يكون أباؤهم طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من أبائهم، والعكس من ذلك الأطفال الذين يكون آباؤهم قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آباؤهم، أي أن طول الأبناء يميل إلى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العام. وهو نفس الشيء الذي وجد في المثال الأول من أن الدرجات المتطرفة تميل إلى أن ترتد أو تتحرك نحو المتوسط عند إعادة الاختبار.

فائدة الانحدار: يفيد الانحدار في التنبؤ من خلال حساب معامل الارتباط فإذا تم حساب معامل الارتباط بين اختبار الاستدلال اللغوي واختبار تكميل الجمل فإنه من خلال معرفة درجات اختبار الاستدلال اللغوي يمكن التنبوء بدرجات اختبار تكميل الأشكال. وتتضح الفائدة الكبرى في أهمية الانحدار كما يشير لذلك الدكتور فؤاد البهي السيد في التوصل لجداول دقيقة تمثل معايير الأعمار الزمنية.

خطوات حساب الانحدار: يقوم الانحدار على أساس حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص وعلى المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لدرجات هذين المتغيرين. فإذا كان لدينا درجات اختبار ما (س) لعينة من الأفراد وأعمار (ص) لهؤلاء الأفراد فإن التنبوء بدرجات ص من درجات س يسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س أما إذا تنبأنا بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختيار الثاني ص فيسمى بانحدار س على ص.

مثال: فيما يلي درجات خمسة تلاميذ على اختباري التفكير اللغوي (س) وتكميل الجمل (ص).

١ ـ التفكير اللغوي (س): ٢ ٣ ٥ ١ ٤

۲ ـ تكميل الجمل (ص): ٤ ٥ ٥ ٨ ٨

والمطلوب حساب انحدار ص على س

والخطوات كالأتي:

١ ـ يتم حساب معامل الارتباط بين س، ص.

٢ ـ يتـم حسـاب الانحـراف المعياري لدرجـات س (ع س)،
 والانحراف المعياري لدرجات ص (ع ص).

٣ ـ يتم حساب المتوسط لدرجات س، ودرجات ص.

٤ _ يتم تطبيق المعادلة الآتية:

 $m = c \frac{3 - 0}{3 - 0} (m - m) + 0$

حيث أن:

ر = معامل الارتباط بين س، ص.

ع ص = الانحراف المعياري لدرجات س.

ع س = الانحراف المعياري لدرجات ص.

س = الدرجة المعلومة الذي سيتم تنبوء ص منها.

 $\hat{m} = 1$

ص = المتوسط الحسابي لدرجات ص.

وفيما يلى تطبيق هذه الخطوات على المثال السابق:

أولاً: حساب معامل الارتباط بين س، ص باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.

س ص	ص ۲	س ۲	ص	س	ن
17	١٦	17	٤	٤	1
١٨	٣٦	٩	٦	٣	۲
40	40	40	٥	٥	٣
47	٤٩	17	٧	٤	٤
44	7 8	17		٤	٥
119	19.	٨٢	٣.	۲.	ج د

$$\frac{1}{\sqrt{(\frac{x}{0})^{2} - 16 \cdot \frac{x}{0} \cdot \frac{x}{0} - 14}} = 0$$

$$\frac{1 \cdot \times Y}{} =$$

$$\frac{1}{\xi, \xi V} =$$

ثانياً: حساب متوسط س، ومتوسط ص.

ثالثاً: حساب الانحراف المعياري لدرجات س، ص باستخدام القانون الآتى:

١ ـ الانحراف المعياري لدرجات س.

$$=\sqrt{\gamma(\frac{\gamma}{\alpha})^{\gamma}}$$

٢ ـ الانحراف المعياري لدرجات ص.

رابعاً: فيما يلي تطبيق المعادلة التي في الخطوة رقم (٤) على المثال السابق.

$$7 + (8 - m) \frac{17,8}{1,17} \times 1,77 \times$$

0.00 - 0.00

ويلاحظ أن هذه الدرجة هي نفسها درجة الشخص رقم أربعة في المتغير ص وتقابل الدرجة واحد في المتغير س.

تعليق: وبنفس الطريقة السابقة يمكن التنبوء بباقي الدرجات فإذا كان الهدف معرفة الدرجة المقابلة للدرجة أربعة في س فيكون ذلك كالآتى:

⁽ع) يتم ضرب الرقم - ٣٤١، • في س، ثم في - ٤ فيعطينا الناتج في الخطوة التالية - ٣٤١، • س، + ١,٣٢٠.

ثانياً تحليل التباين

محیل النباین Analysis of Variance

أولاً: تحليل التباين البسيط(*)

يكشف تحليل التباين البسيط عن مدى الفروق بين أكثر من مجموعتين، حيث يصلح اختبار «ت» في حالة حساب الفروق بين مجموعتين فقط. ففي أحيان كثيرة يحتاج الباحث لإجراء بحثه على أكثر من مجموعتين: كأن تتضمن عينة هذا البحث طلبة كليات مختلفة كطلبة الحقوق والطب والهندسة، وكأن تتضمن عينة بحثه في حالة أخرى مستويات اجتماعية اقتصادية مختلفة كمستوى مرتفع ومستوى متوسط ومستوى منخفض. . . إلخ.

والباحث في هذه الحالة يحتاج لأسلوب واحد يصلح لاختبار الفرق بين المجموعات التي تتضمنها عينة بحثه ليحصل على معامل عددي واحد يكشف عما إذا كان هناك فرقاً جوهرياً بين تلك المجموعات المختلفة ، ويقع على عاتق تحليل التباين الكشف عن هذا الفرق بالحصول على «نسبة ف» أو جلى عاتق تحليل نسبة إلى فيشر Fisher الذي توصل إلى هذه الطريقة . وفيما يلى مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب «نسبة ف» .

^(*) ويطلق عليه اسم التصميم البسيط Simple Design أو تحليل التباين ذا الاتجاه الواحده (*) ويطلق عليه اسم Way Analysis of Variance

مثال: طبق اختباراً على عينة مكونة من ثلاث مجموعات من الأطفال يمثلون مستويات اقتصادية اجتماعية مختلفة وكانت درجات كل مجموعة كما يلى:

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
٦	٤	٣
۸	٥	٨
٥	٧	٧
٥	٤	٧
7 £	7.	YA
٦	٥	ې = ٧

$$\gamma = \frac{1}{r} = \frac{7 + 0 + V}{r} = \rho L \rho$$

وخطوات حساب «نسبة ف» تتلخص فيما يلي:

١ ـ حساب المتوسط الحسابي لدرجات كل مجموعة وهو هنا يساوي ٧ للمجموعة الأولى، ٥ للمجموعة الثانية، ٦ للمجموعة الثالثة.

٣ ـ نقوم بحساب مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام أى التباين العام وهو هنا يساوى:

$$= (\Gamma - \Gamma)^{7} + (\Lambda - \Gamma)^{7} + (V - \Gamma)^{7}$$

٤ ـ يتم حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام.
 وهو يمشل هنا حساب التباين الكبير بين المجموعات وهو يساوي = مجمر مربعات الفروق × ن. ويتم حسابه في مثالنا السابق كما يلي:

=
$$\frac{3}{7}(7-7)^{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} + \frac{3}{7}(7-7)^{7} =$$

= $\frac{3}{7}(1)^{7} + \frac{3}{7}(1)^{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} + \frac{3}{7}(1)^{7} + \frac{3}{7}$

مـ يحسب مربع انحراف القيم داخل المجموعة عن متوسطها الحسابي. وهو هنا يمثل أيضاً حساب التباين الصغير بين المجموعات وهو يساوى = مجه مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

$$= [(-1)^{7} + (+1)^{7} + (obi()^{7} (obi()^{7})]$$

$$+ [(-1)^{7} + (obi()^{7} + (+7)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(obi()^{7} + (-7)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1) + (1) + (obi() + (obi())]$$

$$+ [(1) + (obi() + (3) + (1)]$$

$$+ [obi() + (3) + (1) + (1)] = 31$$

٦ ـ يتم استخراج درجات الحرية تمهيداً لمعرفة هل الفروق

بين المجموعات دالة إحصائياً أم لا وذلك على النحو الآتي:

ا ـ درجــة الحــرية بين المجموعــات (التبــاين الــكبير) = عدد المجموعات ـ Y = 1 - Y = 1

ب ـ درجة الحرية داخل المجموعات (التباين الصغير) = ن ١ - ١ + ن ٢ - ١ + ن ٣ - ١ =

 $= 1 - \xi = 1 - \xi + 1 - \xi =$

 $.9 = \Upsilon + \Upsilon + \Upsilon =$

جــ درجات الحرية الكلية = عدد القيم - ١ = ١٢ - ١ = ١١

٧ ـ يتم بعد ذلك حساب «نسبة ف» كما يلي:

أ ـ التباين بين المجموعات (التباين الكبير)

= $\frac{\Lambda}{\Lambda}$ = $\frac{$

ب ـ التباين داخل المجموعات (التباين الصغير)

= مجموع مربع انحراف قيم المجموعة عن متوسطها درجة الحرية داخل المجموعات

وهو في هذا المثال = <u>١٤</u> = ٥٠,١

جـ « نسبة ت » = التباين الكبير التباين الصغير

 $\gamma, 07 = \frac{\xi}{1,07}$ وهي في هذا المثال

د ـ يتم الكشف عن دلالة «نسبة ف» أو «النسبة الفاتية» من الجداول

الخاصة بذلك عند مستوى ٠٠,٠٠ ومستوى ٠٠,٠٠ وقيمة «ف» الموجودة بالجدول عند ٠٠,٠٠ تساوي ٨٠,٠٢ وعلى هذا الأساس فإن «نسبة ف» المستخرجة من هذا المثال لا دلالة لها من الناحية الإحصائية لأنها أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول:

استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة

يرمز لمدى التجانس بالرمز ف، ومدى التجانس هو:

فإذا كان الانحراف المعياري للمجموعة الأولى هو الكبير مشلاً فإنه يوضع فوق (في بسط المعادلة)، والانحراف المعياري الثاني الخاص بالمجموعة الثانية فإنه يوضع تحت (في مقام المعادلة).

مثال:

إذا كان العدد والانحراف المعياري لمجموعتين على النحو الآتي: على المحموعة الأولى = $\mathbf{7}$ على للمجموعة الأولى = $\mathbf{7}$ على للمجموعة الثانية = $\mathbf{0}$ ، $\mathbf{7}$ ن للمجموعة الثانية = $\mathbf{0}$ ن على المحموعة الثانية المحموعة الثانية = $\mathbf{0}$ ن على المحموعة الثانية المحموعة الثانية = $\mathbf{0}$ ن على المحموعة الثانية المحموعة الثانية المحموعة المحموعة المحموعة المحموعة الثانية المحموعة المحموعة الثانية المحموعة المحموعة المحموعة الثانية المحموعة ال

د. ح التباين الكبير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الكبير) =
$$0.5$$

د. ح التباين الصغير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الصغير) =
 ٢ - ١ = ٥

قيمة ف بالجدول = ١٩,٥

وبما أن قيمة ف في المثال (١,١٩) أقل من قيمة ف المستخرجة من الجدول، فهي غير دالة فتكون العينتين بذلك متجانستين.

ثانياً: تحليل التباين المزدوج (البارامتري)

أشرنا عند الكلام عن تحليل التباين أنه يعطي قيمة واحدة هي نسبة «ف» عند حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين (ثلاث مجموعات فما فوق حسب عينات الدراسة) الأمر الذي لا يمكن استخدام اختبار «ت» لحساب دلالته. وسواء كان الكلام على اختبار «ت» أو على نسبة «ف» في تكوينها البسيط فإن المقارنة تركزت فيهما بالنسبة لمتغير واحد فقط كالعدوان أو الانبساط أو الابتكار أو القدرة اللفظية أو الانتماء... إلخ.

لكن في كثير من البحوث يكون من أهداف البحث المقارنة بين ثلاث مجموعات أو أربعة على متغيرين أو أكثر من متغيرين وليس على متغير واحد فقط. ويأتي تحليل التباين من الدرجة الثانية أو تحليل التباين المزدوج ليمكن الباحث من حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين على متغيرين أو أكثر.

تحليل التباين المزدوج «ذو الاتجاهين»(*)

ويشمل تحليل التباين المزدوج أو ذو الاتجاهين شكلين من أشكال تحليل التباين هما:

١ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن درجة واحدة أو قيمة واحدة
 في كل مربع من مربعات الجدول لكل ناحية أو فرع من فروع كل اتجاه
 من الاتجاهين.

٢ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن وجود عدة قيم في كل صف
 أو عمود خاص بكل فرع من فروع الاتجاهين.

(١) الشكل الأول

تحليل التباين المزدوج مع وجود قيمة واحدة في كل مربع

مثال: وضع باحث أربعة مجموعات من الطلاب كل مجموعة تتكون من ال علاب تحت ثلاثة أنواع من القيادة: الديمقراطية، والدكتاتورية، والفوضوية ثم قام بقياس الروح المعنوية لديهم في كل ظرف من ظروف القيادة التي تعرضوا لها فكانت كما في الجدول الآتي والذي يتضمن قيماً هي عبارة عن متوسطات لدرجات الأفراد من كل مجموعة:

^(*) يطلق على تحليل ذو الاتجاهين أو المزدوج Two-Way Analysis of Variance (ارجع للمرجع الثامن العربي في نهاية الكتاب).

بجـ		و الطلاب	مجموعات		أنواع القيادة
	٤	٣	۲	١	، حوبع ، صفياده
100	۳٠	٣٠	٧٠	70	١ - الديمقراطية
770	٦.	٣٥	۰۰	۸٠	۲ ـ الدكتاتورية
٣١٠	۸٠	٧٥	٦.	90	٣ ـ الفوضوية
79.	17.	18.	١٨٠	۲	بج

والمطلوب معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية في الروح المعنوية لدى مجموعات الطلاب الأربعة بالنسبة لأنواع القيادة الثلاثة.

الخطوات:

١ ـ يتم تصغير القيم بالجدول السابق بهدف تبسيط العمليات الحسابية الخاصة بالجمع والتربيع وذلك بطرح «قيمة ما» يحددها الباحث من كل درجة من الدرجات التي بالمربعات، وقسمة الناتج أيضاً على «قيمة ما».

٢ ـ في المثال السابق سيتم طرح ٥٠ من كل قيمة من القيم التي
 بالجدول وقسمة الناتج على عشرة.

٣ ـ يتم حساب المتوسط الحسابي العام للقيم التي بالجدول وهو في مثالنا:

المتوسط الحسابي =
$$\frac{(مجموع القيم بالجدول)}{مجموع القيم (عدد الصفوف × عدد الأعمدة)} = $\frac{79}{17}$$$

٤ ـ بعد عملية الطرح والقسمة يصير الجدول الجديد كالآتي:

بجـ		لاب	الطا		أنواع القيادة
-,	٤	٣	۲	١	, ()
٤,٥_	۲_	۲۰-	۲	Y,0_	(١) الديموقراطية
۲,٥	١	۱,٥_	صفر	٣	(٢) الدكتاتورية
11	٣	۲,٥	١	٤,٥	(٣) الفوضوية
٩	۲	1-	٣	0	<u>-</u> ¢

ديتم تربيع كل قيمة من القيم السابقة لحساب مجموع المربعات الكلية.

 $= 17 - \frac{'(1) + '(1) + '(1) + '(1) + '(1)}{\pi} - 11 = \frac{[(0) + (1$

$$1 = 17 - 17 = 17 - \frac{79}{7} = 17 - \frac{\xi + 1 + 9 + 70}{7} =$$

٧ ـ يتم حساب (مجـ) مربع مجموع الدرجات الخاصة بالصفوف بالنسبة لأنواع القيادة مقسوماً على عدد الطلاب (عدد الأعمدة) - ١٢ عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ قيمة (عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤).

 $14 - \frac{['(11) + '(7,0) + '(7,0) + '(7,0)]}{2} - 14$ مجموع المربعات بين أنواع القيادة

 $= 17 - \frac{111,0}{2} = 17 - \frac{171+7,70+7.70}{2} =$

 $= V\Lambda, \Gamma \Upsilon - \Upsilon I = V\Lambda, 3\Upsilon$

٨ ـ يتم حساب (مجـ) مجموع البواقي بالأعمدة وبالصفوف.

مجموع البواقي = 0 + 7 + (-1) + 7 + (-0, 1) + 0, 7 + (-1) = 10, 77 - 0, 0 = 1

٩ يتم ضرب المجموع في الخطوات ٦، ٧، ٨ في \times ١٠٠٠ كالآتي :

أ ـ مجموع المربعات بين الطلاب = ١ × ١٠٠ = ١٠٠.

ب مجموع المربعات بين أنواع القيادة = $74,74 \times 10^{-4}$. 100

جــ مجموع البواقي = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٠٠٠.

١٠ ـ حساب درجات الحرية:

١ ـ درجة الحرية بين الطلاب = عدد الطلاب - ١ = ٤ - ١ = ٣.

Y = 1 - T = 1 - درجة الحرية بين أنواع القيادة = أنواع القيادة - T = T = 1

- + + + + = 1 - درجة حرية البواقي = عدد الطلاب + أنواع القيادة - - + + + + = 1

١١ ـ يتم قسمة مجموع المربعات في الخطوة رقم (٩) على درجة الحرية في الخطوة (١٠).

١٢ ـ يوضح الجدول الآتي نتائج تحليل التباين السابق.

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجه المربعات	التباين بين:
44,4	٣	١	١ ـ بين الطلاب
1749, •	۲	7577	٢ ـ بين أنواع القيادة
٣٠٠,٠	٦	١٨٠٠	٣ ـ بين البواقي
	11	٤٣٧٨٠	٤ _ بح

۱۳ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب الطلاب يتم قسمة متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب على متوسط مجموع مربعات البواقى.

نسبة «ف» بين الطلاب = متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب متوسط مجموع مربعات البواقي

 $\bullet, 111 = \frac{\gamma\gamma, \gamma}{\gamma \cdot \cdot} =$

14 ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب أنواع القيادة يتم قسمة متوسط مجموع المربعات الخاصة بالقيادة على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة «ف» بين أنواع القيادة = متوسط مجموع المربعات الخاصة بأنواع القيادة متوسط مجموع مربعات البواقي

 ξ , $1\gamma = \frac{1\gamma\gamma\eta}{\gamma \cdot \cdot \cdot} =$

١٥ ـ القيمتين اللتين بالخطوتين السابقتين أقل من الموجودتين في جدول دلالة نسبة «ف» (*) وعلى هذا الأساس لا يوجد فرق دال بين الطلاب

^(*) القيمة الأولى ١١١، • عند درجة حرية ٣ تباين كبير، ٦ تباين صغير وتساوي بالجدول ٧٦، ٤ =

أو بين نوع القيادة في الروح المعنوية وبذلك يرفض الفرض الأساسي ويقبل الفرض الصغرى.

حقائق هامة

يجب أن يوضع في الاعتبار الحقائق التالية:

١ ـ القيم التي بالجدول الأصلي يمكن أن تكون متوسطات وينظر لكل متوسط
 منها على أنه درجة فردية لأن هذه المتوسطات قائمة على نفس عدد الأفراد.

۳ ـ التباين = مجموع المربعات لكل مصدر درجات الحرية لهذا المصدر

> ٤ _ ف = تباين المصدر تباين الخطأ

(۲) الشكل الثاني

تحليل التباين المزدوج مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود

مثال: طبق باحث نفسي ثلاثة اختبارات تقيس الذكاء اللفظي، والذكاء العملي، والذكاء العام على خمسة وأربعين تلميذاً مقسمين إلى ثلاث فئات حسب مستواهم الاجتماعي الاقتصادي. ويوضح الجدول الآتي درجاتهم في كل نوع من الذكاء.

عند ۰٫۰۰ ، ۹٫۷۸ عند ۰٫۰۱ أما القيمة الثانية ۴٫۱۳ عند درجة حرية ۲ تباين كبير، ٦
 تباين صغير وتساوي بالجدول ١٠٫٩٢ عند مستوى ١٠,٠١ عند مستوى ١٠,٠١ عند مستوى ١٠,٠١.

مجـ (صفوف)	الذكاء العام	الذكاء العملي	الــذكاء اللفظي	الذكاء
	A 1. 1.	٤ ٥ ٨ ٠	2 - 4 - 7	(۱) المستوى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع
1.0	٥٠	٣0	۲.	بج
	\	0 1 1. V	٤ ٦ ٩ ١٠	(٢) المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط
14.	00	٤٠	٣0	بج
	9 V A 11	0 ^ V	۳ ٥ ٢	(٣) المستوى الاجتماعي الاقتصادي المنخفض
1.0	٤٥	٧٥	70	بج
74.	10.	11.	۸۰	مجـ كلي (أعمدة)

والمطلوب معرفة هل هناك فرق لدى الطلاب في نوع الذكاء، أو هل يوجد

فرق في الذكاء بالنسبة للمستويات الاجتاعية الاقتصادية، وما هو التفاعل أي هل هناك تفاعل بين تأثير نوع الذكاء والمستوى الاجتماعي الاقتصادي، وبعبارة أخرى هل تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي يكون مختلفاً في كل نوع من أنواع الذكاء.

الخطوات:

١ ـ حساب مجموع القيم للأعمدة أو للصفوف وهي تكون واحدة.

$$\Upsilon$$
٤٠ = ١٥٠ + ١١٠ + ٨٠ = الأعمدة

٢ ـ ت حساب مجموع مربعات القيم التي بالجدول بتربيع كل قيمة من قيم الذكاء اللفظي في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع، ثم تربيع قيم الذكاء العملي ثم الذكاء العام في نفس المستوى ثم الانتقال إلى قيم كل نوع من الذكاء في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي الاجتماعي الاقتصادي المنخفضة على النحو الأتى:

$$= [(\Upsilon)' + (I)' + (I)' + (I)' + (I)'] + (I)' + (I)$$

-2 يتم حساب مربع مجموع الأعمدة (بين الذكاء) مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي الواحد وهو -2 (عدد الصفوف -2 عدد الأعمدة -2).

مجموع المربعات بين الذكاء = مربع مجموع القيم في كل عمود عددالقيم في المستوى الاقتصادي الواحد

$$YVTT, TT = \frac{10}{10} = \frac{1110 + 1110 + 1110}{10} = \frac{1110 + 1110 + 1110}{10}$$

٤ ـ يتم حساب مربع المجموع في الصفوف مقسوماً على عدد القيم في المستوى في المستوى الاقتصادي (كالسابق: عدد الصفوف × عدد الأعمدة).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية =

مـ يتم حساب مربع مجموع أعمدة الذكاء في كل مستوى من . المستويات الاجتماعية الاقتصادية وقسمة الناتج على عدد الصفوف وهي خمسة في المستوى الواحد.

$$\frac{\left[\ '(10)+'(10$$

 $YVV \cdot = \frac{0}{1700} =$

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات القيم (بالخطوة رقم ٢) -

$$\Upsilon \Psi \Psi V$$
, $Y = YO \eta \Lambda$, $\Lambda \Lambda - Y \Psi \eta \eta \gamma = \frac{\Upsilon (\Upsilon \xi \cdot)}{\xi \circ} - \Upsilon \Psi \eta \gamma \gamma = \frac{\Upsilon (\Upsilon \xi \cdot)}{\xi \circ}$

٧ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين أنواع الذكاء بطرح مربع مجموع درجات الجدول على مجموع عدد الدرجات (القيم) بالجدول من مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء.

مجموع المربعات بين الذكاء = مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء

(الخطوة رقم ٣)- مربع مجموع قيم الجدول (الخطوة ١) عدد القيم بالجدول

 $=\frac{\sqrt{(r\xi\cdot)}}{\xi\circ}-\gamma\gamma\gamma\gamma,\gamma\gamma=$

171, 11 = YOTA, AA - YYTT, TT =

٨ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية بطرح مربع مجموع القيم بالجدول (الخطوة رقم ١) مقسوماً على عدد القيم بالجدول من مجموع المربعات في الخطوة رقم (٤).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية = ٢٥٩٦,٦٦ - ٢٥٩٨,٨٨

٩ ـ يتم حساب مجموع مربعات البواقي بطرح مربع مجموع أعمدة الذكاء (الخطوة رقم ٢)
 مجموع مربعات البواقي = مجموع مربعات القيم مربع مجموع أعمدة الذكاء = ٢٩٦٦ - ٢٧٧٠ = ١٩٦١.

١٠ ـ يتم حساب التفاعل بطرح مجموع مربعات الذكاء (الخطوة رقم
 (٧) مضافاً لها مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية (الخطوة رقم
 (٨) ومضافاً لها كذلك مجموع مربعات البواقي (الخطوة رقم ٩) من مجموع المربعات الكلية (الخطوة رقم ٦).

التفاعل = مجموع المربعات الكلية _ مجموع مربعات الذكاء +

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية + مجموع مربعات البواقي = ٣٩٧,١٢ - (٣٩٤ + ١٦٤,٧٨ + ١٩٦)

ويشير التفاعل Interaction إلى الأثر المشترك الذي يعزى لمصادر التباين وهما في حالة تفاعل

 $. \Lambda, \mathbf{q} \cdot = \Upsilon \Lambda \Lambda, \Upsilon \Upsilon - \Upsilon \mathbf{q} \nabla, \Lambda \Upsilon =$

١١ ـ يتم حساب درجات الحرية.

أ ـ درجات الحرية بين الذكاء = ٣ - = ٢.

= - c

د ـ درجات الحرية الخاصة بالبواقي = ٤٥ - ٩ = ٣٦.

حيث درجات حرية التفاعل تمثل العدد في كل نوع من الذكاء في المستوى، وحرية البواقي تمثل العدد الكلي للطلاب وهو ٥٥ مطروحاً منه أنواع الذكاء في المستويات الثلاثة وهو ٩.

۱۲ ـ يوضح الجدول التالي نتائج تحليل التباين بين الذكاء والمستويات الاجتماعية الاقتصادية والتفاعل بينها وذلك بقسمة مجموع المربعات على درجة الحرية المقابلة له في الجدول. .

متوسط المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
۸۲,۲۲	۲	178,88	١ ـ الذكاء
۱۳,۸۹	۲ .	44,44	٢ ـ المستويات الاقتصادية
۲,۲۲	٤	۸,٩٠	٣ ـ التفاعل
0, £ £	٣٦	197	٤ ـ البواقي
	٤٤	447,17	- ج- ٥

اختبار دلالة الفرق

ا ـ دلالة الفرق بين الطلاب في الذكاء = نسبة «ف» = متوسط مجموع مربعات الذكاء متوسط مجموع مربعات البواقي

$$10,11 = \frac{\Lambda Y, YY}{0,\xi\xi} =$$

وقيمة «ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ عند تباين صغير ٣٦، وتباين كبير ٢ تساوي ٣٦, ٢٦ عند ٥, ٠٥، ٥٠ عند ١٠،٠٠ أي يوجد فرق بين أنواع الذكاء.

 Y_- دلالة الفرق في الذكاء بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية نسبة متوسط مجموع مربعات المستوى الاجتماعي الاقتصادي = متوسط مجموع مربعات البواقي

$$Y,00 = \frac{17,19}{0,\xi\xi} = (6.0)$$

وقيمة «ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ (إرجع إلى ١ دلالة الفرق في الذكاء).

ونسبة «ف» الناتجة وهي ٢,٥٥ أقل من تلك الموجودة في الجدول أي أن الفرق غير دال إحصائياً.

٣ ـ دلالة التفاعل = متوسط مجموع مربعات التفاعل متوسط مجموع مربعات البواقي

•,
$$\xi \cdot \Lambda = \frac{\Upsilon, \Upsilon\Upsilon}{0, \xi \xi} =$$

والموجودة في الجدول عند ٤ (تباين كبير)، ٣٦ (تباين صغير) تساوي ٢,٦٣ عند ٣,٨٩ ٠,٠٥ عند ٠,٠١

والقيمة الناتجة أقل من التي بالجدول إذاً لا يوجد تفاعل بين تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي وبين الذكاء.

دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في تحليل التباين

يمكن اختبار دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في الـذكاء كمـا

۱ ـ متوسط الذكاء اللفظي =
$$\frac{\Lambda}{10}$$
 = π , π

$$V, m = \frac{11}{10} = \frac{11}{10} = V, V$$

$$1 \cdot , \cdot \cdot = \frac{10 \cdot }{10} = 10$$

$$V,00 = \frac{m_{\xi}}{20} = 100$$

٦ ـ لحساب دلالة الفرق بين أي متوسطين حسابين من المتوسطات
 السابقة في ١ أو ٢ أو ٣:

مثال: بين الذكاء اللفظي

$$\frac{7 - 7 - 7}{7 - 7}$$
 $\frac{7 - 7 - 7}{7 - 7}$
 $\frac{7$

أ ـ الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي

$$=\frac{\gamma}{\cdot,\wedge\circ} = \frac{\gamma}{\cdot,\vee\gamma} = \frac{\circ,\gamma\gamma-\vee,\gamma\gamma}{\gamma\times\frac{\circ,\xi\xi}{\gamma\circ}} =$$

. 7, 40 =

قيمة «ت» بالجدول عند درجة حرية ٣٦ تساوي ٢,٠٢٠ عند مستوى ٥٠,٠٠ عند مستوى ،٠٠٠ . وبذلك يكون الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي دال عند مستوى ٠,٠٠١ .

ثالثاً: تحليل التباين

(۱) ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود قيمة واحدة بكل مربع (۱)

Three-Way Analysis of Variance

رأينا في تحليل التباين ذو الاتجاهين أن الذكاء ينقسم إلى ثلاثة أنواع وأن المستوى الاجتماعي الاقتصادي ينقسم بدوره لثلاثة مستويات.

ولا يقتصر الأمر بالنسبة للمتغيرات المدروسة على ذلك بل يمكن أن يهدف الكشف عن دلالة الفرق على وجود أقسام أخرى في جدول النتائج كأن تشمل العينة بالنسبة للمثال السابق (*) في كل نوع من الذكاء على ذكور وإناث أو على ريف وحضر.

مثال:

طبق باحث ست وسائل من الوسائل التعليمية هي: المحاضرة، المناقشة، الأفلام، الخرائط، السبورة، البروجكتور، وذلك على أربع مجموعات من الطلاب بكليات الآداب والزراعة والتجارة والهندسة، وكل مجموعة من الأربع كانت تتعلم مادة من المواد تحت ظرفين من الظروف أحدهما فيه ثواب والآخر فيه عقاب. وكانت نتائجهم في تلك المادة التي يتعلمونها كما نص الجدول الآتي:

^(*) أنظر الشكل الثاني من تحليل التباين المزدوج.

مجموع مربع القيم ÷ ٦	77,77	۹,٦٧	70,17	۱۳,۸۲	77,17	۱۳,۱۷	۲۱,۱۷	۹,۶۷
مجموع مربع القيم بالجدول	141	۸٥	101	۸۳	149	٧٩	411	٥٨
مجموع القيم	70	۸۱	79	۲۱	Yο	۲۱	۲۷	۱۸
٦ ـ البروجكتور	3	3	٤	7	-	7	0	7
٥ ـ السبورة	_	~	*	~	<	7	0	-1
٤ _ الخرائط	<	٦	-1	~	ر.	~	~	٦
٣ - الأفلام	7	7	<	4	ر.	m	٦	7
٧ _ المناقشة	~	7	0	0	_	4	~	
١ ـ المحاضرة	-J	w	و ر	0	~	0		~
الظروف وسائل التعليم	ثواب	عقاب	ثواب	عقاب	ثواب	عقاب	ثواب	عقاب
الكليات	طلاب الآداب	لآداب	طلاب	طلاب الزراعة	طلاب التجارة	التجارة	طلاب	طلاب الهندسة

الخطوات:

$$= r\gamma + \lambda \circ + 1 \circ t + \gamma \wedge + \gamma$$

٧ ـ حساب مجموع المربعات الكلية.

$$= 17\Lambda - \frac{(3\Lambda)^{7}}{r \times \Lambda} = 17\Lambda - \frac{ro\Lambda r\gamma}{\Lambda 3} = 17\Lambda$$

$$170,7V = V \cdot 0,7T - AT1 =$$

يتم تكوين جدول يشمل مجموع الثواب ومجموع العقاب في الكليات المختلفة بالنسبة لكل وسيلة من الوسائل التعليمية الستة على النحو الآتي: (فمثلاً الرقم ٢٢ يساوي مجموع الثواب في الآداب ٦ + الزراعة ٦ + التجارة ٤ + الهندسة ٦ = ٢٢) وهكذا الباقي.

المجموع	(٦) البروجكتور		(٤) الخرائط		(۲) المناقشة		الوسائل الظروف
1.7	١٤	۱۷	٧.	19	18	77	١ ـ ثواب (*)
٧٨	14	11	11	١٢	18	۱۸	۲ ـ عقاب (**)
۱۸٤	77	YA	۳۱	٣١	۸۲	٤٠	المجموع

أ ـ يتم حساب المربعات بين الظروف.

$$=\frac{(\mathit{F}\cdot\mathit{I})^{7}+(\mathit{AV})^{7}}{\mathit{F}\times3}-\frac{(3\mathit{A}\mathit{I})^{7}}{\mathit{F}\times3\times7}=\frac{\mathit{FMY}\mathit{I}\mathit{I}+3\mathit{A}\cdot\mathit{F}}{3\mathit{Y}}-\frac{\mathit{FoAMM}}{\mathit{A3}}$$

$$17, TT = V \cdot 0, TT - V \cdot 1, TT = V \cdot 0, TT - \frac{1 \vee T \cdot \cdot}{1 \cdot \xi} =$$

ب _ يتم حساب المربعات بين الوسائل .

⁽ ﷺ) و بنفس الصورة من قيم الثواب يتم حساب قيم العقاب فالقيمة ١٨ حاصل جمع: ٤ + ٥ + ٥ - ١٨ . ١٨ = ٤ + ٥ .

$$\frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi)}{\xi \wedge} - \frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi) + {}^{\prime}(1 \wedge \xi)}{Y + 1} = \frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi)}{\chi} - \frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi) + {}^{\prime}(1 \wedge \xi) + {}$$

 $.10, \xi Y = V \cdot 0, TT - VY \cdot, V0 = V \cdot 0, TT - \frac{0V77}{} =$

جـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية.

= مربع قيم كل من الظرفين _ مربع المجموع الكلي = عدد الكليات كلا

+ $^{t}(1\xi) + ^{t}(1\lambda) + ^{t}(1\xi) + ^{t}(1V) + ^{t}(1V) + ^{t}(1\xi) + ^{t}($

$$=\frac{\frac{\mathsf{T}(\mathsf{N}\mathsf{L})}{\mathsf{L}}-\frac{\mathsf{T}(\mathsf{N}\mathsf{L})}{\mathsf{L}}-\frac{\mathsf{T}(\mathsf{N}\mathsf{L})}{\mathsf{L}}+\frac{\mathsf{T}(\mathsf{N}\mathsf{L})}{\mathsf{L}}+\frac{\mathsf{T}(\mathsf{N}\mathsf{L})}{\mathsf{L}}$$

122 + 171 + 171 + 122 + 197 + 772 + 197 + 779 + 200 + 771 + 197 + 202

$$TA, TV = V \cdot 0, TT - V \cdot \xi = V \cdot 0, TT - \frac{Y \cdot V \cdot 7}{\xi \wedge} = \frac{TT \wedge 0.7}{\xi \wedge} - \frac{V \cdot V \cdot 7}{\xi \wedge} = \frac{TT \wedge 0.7}{\xi \wedge} = \frac{TT \wedge$$

د ـ مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الظروف = ۳۸, ۹۷ - (۱۵, ٤٢) + ۳۱, ۳۲ = ۳۱, ۷۷ - ۳۸, ۹۲ = ۲۹, ۳۳

٩ ـ يتم عمل الجدول الآتي الممثل لمجموع الثواب على حدة ومجموع العقاب على حدة في كل كلية (أنظر المجموع في الجدول الأول)
 كالآتى:

المجموع	(٤) الهندسة	(٣) التجارة	(٢) الزراعة	(۱) الأداب	الظروف الكليات
١٠٦	**	70	44	70	١ ـ الثواب
٧٨	۱۸	۲۱	۲۱ :	١٨	۲ ـ العقاب
١٨٤	٤٥	٤٦	٥٠	٤٣	المجموع

أ - يتم حساب مجموع المربعات بين طلاب الكليات.

$$\frac{\sqrt{(1 + \xi)}}{\sqrt{1 + \xi}} - \frac{\sqrt{(\xi \circ)} + \sqrt{(\xi \circ)} + \sqrt{(\xi \circ)}}{\sqrt{1 + \xi}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \xi}}$$

$$= \frac{P3 \wedge I + \dots + \Gamma I + \dots$$

$$Y, 1V = V \cdot 0, \gamma \gamma \gamma - V \cdot V, 0 \cdot = V \cdot 0, \gamma \gamma \gamma - \frac{\Lambda \xi q \cdot \gamma}{1 \gamma} = 0$$

ب ـ مجموع المربعات بين الظروف.

$$\frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi)}{\xi \wedge} - \frac{{}^{\prime}(V \wedge) + {}^{\prime}(1 \cdot 1)}{\xi \xi} =$$

جـ مجموع المربعات الكلية.

$$-\frac{(1)^{2}+($$

$$-\frac{70\lambda77}{7} = \frac{077 + 13\lambda + 077 + 97V + 37T + 133 + 133 + 37T}{7}$$

$$19,7V=V\cdot o,7T'-V'\circ =V\cdot o,7T'-\frac{2T'\circ \cdot}{7}=V\cdot o,7T'-$$

د ـ مجموع مربعات تفاعل الكليات × الظروف =

= مجموع المربعات الكلية _ (مجموع المربعات بين الكليات + مجموع المربعات بين الظروف)

$$1, YV = 1A, 0 \cdot - 19, 7V = (17, YY + Y, 1V) - 19, 7V =$$

١٠ ـ يتم عمل الجدول الآتي والذي يشمل جمع الدرجات في كل من الظرفين في كل كلية معاً كالآتي:

المجموع	الهندسة	التجارة	الز راعة	الأداب	الكليات الوسائل
٤٠	١.	٩	11	١.	١ ـ المحاضرة
7.7	٨	٣	١.	٧	٢ ـ المناقشة
71	٦	١.	٩	٦	٣ ـ الأفلام
71	٧	١.	٥	٩ .	٤ ـ الخرائط
7.	٧	١.	٨	٣	٥ ـ السبورة
77	٧	٤	٧	٨	٦ ـ البروجكتور
١٨٤	٤٥	٤٦	۰۰	٤٣	المجموع

$$\frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}(\mathsf{T}))}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T}) + \mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T})}{\mathsf{T}(\mathsf{T})} = \frac{\mathsf{$$

ب ـ مجموع المربعات بين الكليات.

$$\vee \cdot \circ , \forall \forall -\frac{\forall (\xi \circ) + \forall (\xi \uparrow) + \forall (\circ \cdot) + \forall (\xi \uparrow)}{\forall x \uparrow} =$$

جــ مجموع المربعات الكلية.

$$= \underbrace{[(\cdot 1)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}] + [(11)^{7} + (11)^{$$

$$\frac{\mathsf{'(1\cdot)}] + [\mathsf{'(2)} + \mathsf{'(1\cdot)} + \mathsf{'(1\cdot$$

$$\frac{- \text{ YEV} + \text{ $\xi \cdot \gamma + \xi \xi \cdot \cdot + \text{ YMA}}}{\text{ }} = \text{ $V \cdot o$}, \text{ W} - \underline{\left[\text{ }^\intercal(V) + \text{ }^\intercal(V) + \text{ }^\intercal(V) + \text{ }^\intercal(N) + \text{ }^\intercal$$

$$7 \cdot , 7 \lor = \lor \cdot \circ , \forall \forall - \lor 7 = \lor \cdot \circ , \forall \forall - \frac{10 \forall Y}{Y} = \lor \cdot \circ , \forall \forall \forall Y$$

(7,10, 27) - 70,70 = 10 الكليات = (7,10, 27) + (7,10)

 $\xi \Psi, q Y = 1 V, o q - 7 \cdot, 7 V$

١١ ـ فيما يلي جدول النتائج النهائية .

	د. الحرية (*)	مجــ المربعات	
۲۱,۰۰	o = 1 - 7	1.0, 27	١ ـ بين الوسائل
٠,٧٢	r = 1 - £	۲,۱۷	۲ ـ بين الكليات
17,77	1 = i - Y	17,88	٣ ـ بين الظروف
٣, ١٢	10	٤٣,٩٢	٤ _ تفاعلالوسائل×الكليات
	T = T - 7 = T - 7 + 8	١,٢٧	ە ـ تفاعلالكليات×الظروف
١,٣٨	0 = 4 - 4	٦,٩٢	٦ ـ تفاعل
٠,٥٥	١٥	۸,٣٩	٧ ـ البواقي
	77	۱۸٤	٨ ـ المجموع

(حساب البواقي يتم بجمع من ١ ـ ٦ في الجدول وطرح الناتج من ١٨٤

⁽*) عدد درجة حرية الوسائل (عدد الوسائل -1)، درجة حرية الكليات (عدد الكليات -1)، درجة حرية الطروف (عدد الظروف -1)، درجة حرية الوسائل \times الكليات (عدد صفوف الوسائل +1 عدد أعمدة الكليات +1 عدد أعمدة الكليات +1 عدد أعمدة الظروف +1 +1 +1 +1 +1 +1 الظروف (عدد وواحد للكليات وواحد للظروف +1 +1 +1 +1 درجة حرية الوسائل +1 الظروف +1 +1 الظروف +1 +1 درجة حرية الوسائل +1 درجة درية درجة حرية الوسائل +1 درجة حرية الوسائل الوسائ

الناتجة في الخطوة رقم ٤ بعد الجدول الأول).

الدلالة بالنسبة للوسائل: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الوسائل (٥، ١٥) تساوي ٢,٩ عند ٢٠,٠ عند ٤,٠٠ عند ١٠,٠٠ وبما أن قيمة «ف» الوسائل هي ٣٨,١٨ أكبر إذا الفرق دال عند ٢٠٠٠

الدلالة بالنسبة للكليات: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الكليات (٣، ١٥) تساوي ٣, ٢٩ عند ٥,٤٠، عند مستوى ٢٠،٠٠ وبما أن قيمة «ف» للكليات هي ١,٣ فإن الفرق غير دال.

الدلالة بالنسبة للظروف: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الظروف (١،٥١) أقل من الناتجة وهي ٢٦,٦٦ إذا الفرق دال عند ٠٠،٠١.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الكليات: الفرق دال عند ٠٠٠٠ لأن القيمة الناتجة وهي ٦٧,٥٠ أعلى من الموجودة بالجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الكليّات × الظروف: الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة وهي ٥٠,٠ أقل من الموجودة في الجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الظروف:

الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة أقل من الموجودة بالجدول.

(٢)

تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود (البارامتري)

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الأطفال الرضع أحدهما بالريف والأخرى بالحضر، وقد أرضعت كل مجموعة بأحد طرق الرضاعة الثلاث الآتية: عن طريق الثدي، عن طريق الزجاجة، عن طريق الثدي والزجاجة معاً، كما أن كل مجموعة من مجموعات الرضاعة انقسمت إلى ثلاث مجموعات عمرية هي: ٣ ثلاثة شهور، ٢ ستة شهور، ١٢ إثني عشر شهراً. فهل يختلف التآزر البصري الحركي لدى هؤلاء الأطفال الرضع حسب طريقة الرضاعة، وحسب عمر الطفل، وحسب بعد الريف الحضر. كما تتضح نتائج تلك الدراسة في الجدول الآتي:

7	_	٦	~	0	~	7	7	۲ شهور	
۲	7	w	~	7	0	۲	3	۱۲ شهر	رئنين
7	~	7	7	~	~	4	4	٦ شهور	الرضاعة بالاثنين
1	7	7	4	7	7	~	~	۱۲ شهر	اخ
٤	0	7	7	1	~	7	~	٦ شهور	الرضاعة بالزجاجة
7	٦	~	~	1	7	4	~	۲ شهور	الرض
7	٦	0	*	۲	٦	o	3	۱۲ شهر	يي
*	٦	0	o	4	7	1	4	٦ شهور	الرضاعة بالثدي
	٦	0	7	7	٦	0	w	۲ شهور	
		۲ - حضر			ري ري			الريف - المحضر	طريق المرضاعة

١ ـ يتم تكوين جدول من السابق يتضمن مجموع قيم الريف في كل
 عمر معاً ، ويتضمن كذلك مجموع قيم الحضر في كل عمر معاً أيضاً كما يلي :

الرضاعة من الاثنين			الرضاعــة بالزجاجة			الرضاعة بالثدي			2\int \cdot
۱۲ شهر	٦شهور	٣شهور	۱۲شهر	۲شهور	۳شهور	۲ ۱شهر	٦شهور	۳ شهور	7 7
10	10	١.	۱۲	١.	٨	١٤	١.	١٤	۱ ـ ريف
۸	18	٠.	٩	١٥	١٤	10	17	١٥	۲ ـ حضر

٢ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية.

مجموع المربعات الكلية = مربع العدد في كل صف (Λ صفوف \times Λ أعمدة) في الجدول الأول _ مربع المجموع الكلي للقيم في الجدول الثاني Λ صفوف \times Λ أعمدة

$$= [(3)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(0)^{7} + (7)^{7} + (0)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (1)^{7}$$

 $\frac{12 + 10 + 17 + 10 + 10 + 10 + 10 + 10 + 17 + 10 + 12 + 10 + 12)}{7} - \sqrt{9} = \frac{1}{2}$

 $\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y}\mathsf{Y}\mathsf{Y})}{\mathsf{Y}\mathsf{Y}} - \mathsf{Y}\mathsf{Y}\mathsf{O} = \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{X} + \mathsf{Y}\mathsf{Y} + \mathsf{I} \cdot \mathsf{Y} + \mathsf{Y} + \mathsf{I} \cdot \mathsf{Y} + \mathsf{Y} + \mathsf{I} \cdot \mathsf{Y$

 $1 \cdot \xi$, TT = 79, 7A - V90 =

٣ ـ مجموع المربعات بين المجموعات =

+ '(\0) + '(\0) + '(\1) + '(\1) + '(\1) + '(\1) + '(\1) + '(\1) + '(\1) + '(\1)

 $(10)^{7} + (10)^{7}$

 $. TY, \cdot V = 79 \cdot, 7\Lambda - VYY, Vo = 79 \cdot, 7\Lambda - \frac{Y\Lambda 91}{\xi} = \frac{Y(YYY)}{VY}$

٤ ـ ويوضح الجدول الآتي النتائج السابقة .

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجمــوع المربعات	التباين بين :
١,٨٨	17 = 1 - 14	٣٢,٠٧	١ ـ بين المجموعات
1,44	٥٤	٧٢,٢٥	٢ ـ داخل المجموعات(البواقي)
	٧١٠	1.8,87	

ديتم جمع العدد في كل طريقة من طرق الرضاعة بجميع الأعمار في
 كل من الريف والحضر كما يتبين بالجدول الآتى:

المجموع	الشــدي والزجاجة معاً	الزجاجة	الثدي	طريقة الرضاعة ريف ـ حضر
۱۰۸	٤٠	٣٠	٣٨	١ ـ ريف
110	۳۱	٣٨	٤٦	۲ ـ حضر
774	٧١	٦٨	٨٤	

٦ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$(47)' + (40)' + (40)' + (40)' + (40)' + (40)' - (40)'$$
 - $(40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)' + (40)'$ - $(40)' + (40)'$

$$1\xi, \forall r = 79., 7 \land - \lor \cdot \circ, \xi \uparrow = 79., 7 \land - \frac{\land \xi 7 \circ}{\lor \Upsilon} =$$

$$V_{-}$$
 مجموع المربعات بين الريف والحضر = $\frac{(1.10)^{+} + (1.10)^{+}}{77}$ = 79.70

$$= 79.7 \times - \frac{75 \times 4}{77} =$$

$$\cdot$$
, $7 \wedge 1 = 7 \cdot \cdot$, $7 \wedge - 7 \cdot \cdot \cdot$, 77

$$= 79 \cdot , 7 \wedge - \frac{(V1) + (7) (+ (4))}{Y_{\xi}} =$$

$$= 79 \cdot , 7 \wedge - \frac{17 \vee Y1}{Y1} =$$

$$7, \cdot Y = 79 \cdot, 7A - 797, V \cdot =$$

٩ ـ مجموع مربعات تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر = مجموع

المربعات الكلية - (مجموع المربعات بين الريف والحضر + مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة) =

 $\cdot \wedge , \cdot \land \uparrow = 7, \lor \cdot \land - 1 , \lor \uparrow \lor = (7, \cdot \uparrow \lor + \cdot, 7 \land 1) - 1 , \lor \uparrow = 1$

١٠ ـ يتم جمع العدد في كل فئة عمرية بالريف والحضر كما في الجدول التالى:

المجموع	۱۲ شهر	٦ شهور	۳ شهور	ريف ـ حضر
۱۰۸	٤١	٣٥	٣٢	ریف
110	٣٢	٤٤	٣٩	حضر
777	٧٣	٧٩	٧١	المجموع

١١ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$= 79.75 - \frac{((77) + (22) + (79) + (21) + (79) + (79) + (79)}{17}$$

$$1 \cdot , \Upsilon \Upsilon = 79 \cdot , 7 \wedge - \vee \cdot \cdot , 91 = 79 \cdot , 7 \wedge - \frac{\wedge \xi 11}{17}$$

$$-\frac{(V^{*})^{2}+(V^{*})^{2}+(V^{*})^{2}}{V^{*}}$$
 - $-\frac{(V^{*})^{2}+(V^{*})^{2}+(V^{*})^{2}}{V^{*}}$

$$= 79 \cdot , 7 \wedge - \frac{17711}{1} = 79 \cdot , 7 \wedge$$

$$1, \xi \xi = 79 \cdot , 7 \wedge - 79 Y, 1 Y$$

١٣ ـ مجموع المربعات بين الريف والحضر = (نفس نتيجة الخطوة رقم ٧) = ١٨٦,٠٠

14 ـ مجموع مربعات تفاعل الأعمار × الريف خضر = ١٠,٢٣ -

$$\Lambda, 1 \cdot 9 = 7, 171 - 1 \cdot , 77 \cdot = (\cdot, 7\Lambda 1 + 1, \xi \xi \cdot)$$

١٥ ـ يتم عمل الجدول الأتي أساليب الرضاعة والعمر من الجدول الثاني الذي تم تكوينه من الجدول الأول.

المجموع	الثدي والزجاجة	الزجاجة	الثدي	اساليب الوضاعة العمر
٧١	۲٠	**	49	۳ شهور
V9	47	40	47	٦ شهور
٧٣	77	۲۱	44	۱۲ شهر
774	٧١	٦٨	٨٤	المجموع

۱٦ _ مجموع المربعات الكلية = (۲۹)' + (۲۲)' + (۲۲)' + (۲۹)' + (۲۹)' + (۲۲)' + (۲۲)' + (۲۲)' (عدد الصفوف في الريف والحضر)

$$= 79 \cdot , 7\Lambda - \frac{0771}{\Lambda} = 79 \cdot , 7\Lambda -$$

$$11,92 = 79.7 \wedge - V.Y,7Y =$$

١٧ ـ مجموع المربعات بين الأعمار = (نفس النتيجة في الخطوة رقم
 ١١) = ١,٤٤ = (١٢)

١٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة = (نفس النتيجة في الخطوة رقم Λ) = Υ , Υ .

۱۹ ـ مجموع مربعات تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة = ۱۱,۹٤ - ۱۲,۹٤ . (۲,۰۲ + ۱,۶٤) = ۲,۶۸ = ۷,۶۲ - ۱۱,۹٤ .

٢٠ ـ يتم من النتائج السابقة عمل جدول تحليل التباين الآتي :

	د . الحرية	مجمــوع المربعات	التباين بين :
٣,٠١٠	r=1-r	٦,٠٢	بين أساليب الرضاعة
٠,٦٨١	1=1-4	٠,٦٨١	بين الريف ـ الحضر
٠,٧٢٠	Y=1-4	١,٤٤٠	بين الأعمار
٤,٠١٠	Y=1-4	۸,۰۲	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر
٤,٠٥٤٠	Y=1-W	۸,۱۰۹	تفاعل الريف حضر × الأعمار
1,170	£=٢-7	٤,٤٨٠	تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة
٠,٨٣٠	£=4-1	٣,٣٢	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف
			حضر × الأعمار
١,٣٣	٥٤	٧٢,٢٥	البواقي
		1 • £ , ٣٢	المجموع الكلي

والبواقي التي في الجدول السابق هي نفسها البواقي التي في الجدول الموجود بالخطوة رقم ٤. وقد استخرج تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر × الأعمار بجمع مجموع المربعات من ١ - ٦ + البواقي وطرح الناتج من المجموع الكلي.

و بالكشف عن دلالة نسبة «ف» نجد أنها داللا فقط بالنسبة لما يلى:

١ ـ تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر.

٢ ـ تفاعل الريف حضر × الأعمار.

(*) حيث إن أساليب الرضاعة ٣ + الريف حضر ١ + الأعمار ٣ = ٧.

جداول قيم نسبة «ف»

سنوي					کیر	اين ال	ح ، الت	د .					_	در -
וויגה	1.7	11	1.	١	٨	٧	٦	٠	1	٣	7	,		نبة
•,••	788 71-7	7 £ ₹	787 1 • • 7	781 7• 7 ?	454 •44)	474 47 <i>8</i> •	77E	44.	***	* 1 - 7	7 [111			
	۱۹۰۲ ۲۹۰۲۲													
	۷۰۲۹ ۱۵ر۷ ۲													
	۹ ۹ رد ۲۷ ره													
	4 ټول ۱۸۸۹													
.,				6,1 · Ve.	1,10 4,10	6,51 A,31	6,TA 4,EY	1,79 4,70	1,10 1,10	2, V 7 4, V Å	11 <u>ر</u> و 11روا	9)11 17)YE	,	3
•,••	7,04	7,7. 1,08	۲,٦٢ ٦,٦٢	7,7A 7,71	7,47 7,4 8	۲,۲۹ ۷,۰۰	7,44 7,11	7,4 Y	6,1¥	1,70	1,41	4 مره ۱۲۵۲ ه	٧	ائاء
	7,TA													14.
.,	7,.V	7,1·	۲۶۱۲ ۲۲ره	7,1 A 0,70	7,17 •,17	7,79 0,77	7,7Y	7,4A 7,+7	7,17 1,67	7,47 7,99	4,47 4,+7	۱۲ده ۲مد۱	,	
	7,41 1,41													
	7, Y4 1, £ -									7,09 1,11				
	†,74 1,17									7,1 9 4,9 •			• • •	
.,	7,1. 7,11	7,77 2,•1	۲,٦٧ ٤,١٠	7,YY 6,19	7, YY	7,A1	7,17 77,	۲,۰۲ ۲۸ _۱)	7,1A	7,2 \ 4,7 £	7,A·	1,77 7,07		

جداول نسبة «ف»

مستوى					کبر	نهابن الــ	ح . ال	د .					با <i>ت</i> با	در حر
ועעני	8	• · ·	۲.,	١	٧.	•	٠.	۲۰	71	۲.	7	1 8		نب
	1			7 • 7 3 7 7 <i>7</i>								7 t o 7 l l T	١	
												19587 7358		
												A, Y1 1751	٣	
												834.Y 11071		
												2,71 1,77	٠	
											7,4 T	7,47 V,7.		۲ . ک
		7,7£									7,19 1,77		ıγ	. النابن
٠,٠٥	7,47 1,41	7,91 1,44	7,47 2,41	۲,۹۸ ٤,۹٦	۴,۰۰ ۰,۰۰	7,•7 •,•1	4,11	۲,۰۸ ۰,۲۰	7,17 0,7A	۲,۱۰ ۰,۳٦	7, t.	7,* T		العنير
											1,4 A	7,• T		
				۲,۰۹ ٤,۰۱							7,A7 E,a T	۲,۸٦ 1,7•	١٠	
·,·•	۲, ۽ ۰ ۲, ۲۰	7,£1 7,17	7,17 7,17	7,1 ·	۲,1 ۲ ۲, ۲۱	۲,۰۰ ۲,۸۰	۲,07 ۲,41	7,0 Y	۲,٦۱ ۲,۰۲	۲,30 2,10	7,¥.	1,41		
	7,7·	7,71 7,71	7,77 7,11	7,70 7,87	7,77 7,14	۲,٤٠ ۲,۰۲	7,17 7,11	7,17	7,0. 7,4Y	7,01 7,47	7,7 - 7,4 A	1,16	14	
•,••	7,71 7,11	7,77 7,14	7,7¢	7,77 7,77	۲٫۲۸ ۲٫۲۰	7,77 7,77	7,71	7,7A 7,0 ^	T,61	7,£1 7,17	۲,•۱ ۲,۷۸	۲,•• ۸۰,		

بزئ					عبر	ثباین ال	٠. ر	د .					ات	در ج
ik Çı:	۱۲	11	٦٠.	٠ ،	^	٧	,	٠	ŧ	٢	۲	1		حر <u>نية</u>
ه ۰ر ۰ ۱ ۰ر ۰	7.0Y	7 •c 7 7 Ac 7	۱۰ ار ۲ ۱۶ ۲ ۲	ه ۱ر ۲ ۲ د ٤	۰ ۷۰ ۲ ۱ ۱ ر ۱	۷ ۷۷ ۲ ۸ ۲ ۸	ه ۸ر ۲ ۲ ار ۱	۲۰۹۲ ۲۹۰ ع	7,11 0,07	7,71 0,07	7, Y £	8,7. 4,47	16	
۰ بر ۰ ۱ در ۱	۸) د ۲ ۷ ۲ د ۲	4 4 4 4	ه در ۲ ۱۹۰۰ - ۱۹	۹ هر ۲ ۹۸ د ۳	ع ټر ۲ ۰ در ع	۰۷۰ ۲ ۱۱ د ۱	۷۹ر ۲ ۲۳۲ کا	۹۰ر ۲ ۱۵۲	7,+7 1,49	7,74 1,87	۲,٦ ۸ ٦,٣٦	6,48 4,78	10	
1	4764 4764	15c 7	14ء ۲ 14ء ۲	£ •ر ۲ ۷۸ د ۲	۹ مر ۲ ۸۹ر ۳	7,77 7.C3	۶۷۲ ۲ ۲۰ غ	۰ ۸ ر ۲ ۱ ا ر ۱	۲,۰۱ ٤/٧٤	7,Y2 +,Y4	7,1 T 1,7 T	1,15 My 0 T	17	
ه ۱۰ ۰ ۱ ۰ ۰	7.7EA • 3L7	13ر ۲ 10ر ۲	4 اد ۲ ۹ د ۲	**************************************	۰ در ۲ ۲۷۹ ۲	۲ ، ۹۲ ۲ , ۹۲	۷۰ر۲ ۱۰ر۶	1 AL 7 3 TL 3	۲۶۹۲ ۲۲۷ ا	7, T • •, 1 Å	r,•4 7,11	1,10 A,1-	14	
۱۰۰۱	777E	£3ر ۲	۱۰۲۳	٠١٠	۷۱ کار ۳	ه ۸ د ۲	۱ ۰۰ ا	۰ ۲ر ؛	۸ در ۱	۰,۰۹	٦,٠١	۸,۲۸	۱۸.	
٠٠١)	7.771 7.77	7 36 7	7 317	۲ • د ۲	7,17	۷۷۷ ۲	٤ ٩ د ٣	۱ ۱۷ ا	۰ هز ځ	•,•)	0,4٢	A,1A	13	r . 3
1.0.1	47LY 77C7	77.	7 7 7	۰ ۱ ۲	۲ ەر ۲	۱۷ر۲	٧ ٨ ٧	۱۰د۶	[۴٤ز ٤	1,11	•,٨•	۸,۱۰	۲٠	. الباين ال
	7.70 7.17	376	2781	۰) ر ۳	۱ هر ۲	۰۳۰ ۲	1 10 7	ا ۱۰ ا	۷۳ ا	٤,٨٧	•, ٧٨	۸,۰۲		العطي
	アンドド アンドド	7 114	۲۶۲۲	4 ۳ د ۲	۰٤٠ ۲	۹ هر ۲	7 ٧٠٦	۴ اد ۳	۲۱ر ا	1,41	•, • •	V,4.E	**	
	474.4 474.4	711	1767	۲٫۳۰	۱ اد ۳	1 هر ۲	۲۷۲۱	٤ ٩ د ٢	ר זע נ	1,47	4,٦٦	٧,٨٨	77	
1.3.1	7.12 7.42	7 3.7	۷۱۷	۰ ۲ ۲	דדנד	۰ در ۳	۱۲۲۶	۰ ۹ر ۲	177)	1,41	0,71	Y, A Y	3.7	
1.3.1	7217 724	۰۰۰	716	۲ ۲ ۲ ۳	7 75 7	7 ار ۲	۲۲ز ۲	7 86	۱۱۸ ع	1,71	•,•٢	٧,٧٢	i	
٠٠٠ .	*1c7 *Pc7	7 - L J	۲ ۲ ۲ ۲ • د ۲	۲۷۲ ۲ ۱۷ ۲	7 7 T T	77c 7 73c 7	۲۰۱۲ ۱۹۰۲	7 7 7 7	۷۴ر ۲ ۱۹ ار ۱	1,4 A 1,7 1	*,**	1,17 7,77	۲٦	

ستري					کبر	نباين ال	ح ٠ ا	٠, ،						در ج سر
I.y.s	8	• • •	۲	1	٧.	•	ť	۲.	r t	۲۰	۱٦	16		نية
						7,7 £ 7,7 1					7,1 £. 7,7 Y) ŧ	
•,• • •,• ١	7,·Y			-		7,1 Å 7,• Y		7,70 7,70			7,79 7,1A	7, £ 7 7, 0 7	١.	
۰,۰،۱	7, 1 1 7, Y 0					7,17 7,17		7,7 ·	7,71 7,14	7,7 A 7,7 0	7,77 7,74	7,7 ¥	43	
.,	1,47	1	۲,۷۰	۲,۷٦	7,44	۲,۸٦	7,17	۲,۰۰	۲,۰۸	۲,۱٦	7,79 7,77	۳,۲۰	۱۲	
	1,9 T T,0 Y			1,4A 7,7A	۲,۰۰ ۲,۷1	7,44	۲,۸۲	۲,۹۱	۲,۰۰	۲,۰۷		۲,۲۷	۱۸	
·,· ·	1,4A 7,69	1.40	1,4 1 T, • E	۲,٦٠	7,77	۲,۲۰	1,41	7,A E	Ý,4 Y	۲,۰۰	7,71 7,17	7,19	19	
·,· •	1,46	1,24	7,17	۲, • ۲	7,07	7,17	7,14	۲,۷۷	7,47	7,41	۲,1A 7, • •	7,17	۲.	الباين المنير
•,• ١	1,41 7,61	۲,۳۸	7,17	7,17	۲,۰۱	۸ <i>۰</i> ۲	7,77	7,47	۲,۸۰	۲,۸۸	T,14 T,11	۲,۰۷	* 1	3.
٠,٠١)	7,77	7,74	Y, £ Y	7,27	7,27	۲,4٨	۲,٦٧	۰ ۲٫۲	۲,۸۳	7,17 7,12	۲,۰۲	* *	
۰,۰۱	7,77	۲,۲۸	7,77	7,79	۲٫٤۱	7, 8 A	۲,•۲	1,11	۲,۷۰	τ,,ν	T,1. T,1.9	7,44	**	
۰,۰۱	7,71	7,77	7,7 4	r,rr	7,77	r, t f	7,14	Y, • A	7,11	4,71	T3 • 4 T3A •	7,47	7.1	
1,,,,		7,19	7,77	7,79	7,57	7,6.	7,10	Tyel	7,17	۲,۷۰	7,•1 7,41	7,89	۲.	
٠,٠١	1919	194.	1941	7,70	1,44	1947	154.0	۲,•۰	3,54 T,4A	7,17	7,44 7,44	Y,47	77	

بزي					_کبر	لنباين ال	۰۰	. ،					مات	
27.5	۱۲	11	١٠	1	٨	٧	,	٠	ŧ	٢	۲	١	ני	- نب
ه ۰ز ۰ ۱ ۰ر ۰	۱۳ر ۲ ۲۶ز۲	۱۹ د ۲ ۱۹ ک ۲	۱ ۲۰ ۲ ۲ ۲۰ ۲	۰۲ز ۱ ۱۲۲	۳۰ ۲ ۲۲ز ۲	۲ ۳۷ ۳۹ز ۳	۲ او ۲ ۲ ه و ۲	۷ •ز ۲ ۲ ۷ ر ۲	۲۷۲۲ ۱۱ر ا	۲۰۹۲ ۱۰۲۰	۰ ۳ز ۳ ۹ غر ۰	۱ ۲۲ ه ۲ ۸ د ۷	۲٧	
ه در ۱ ۱ در ۱	۱۱ز ۲ ۱۹۰ز ۲	۰ ار ۲ ۰ ار ۲	۱۹۱ر۲ ۲۶۰۲۲	17ر 1 11ز 1	۲ ۲ز ۲ ۲ ۲ز ۲	۲٦ر ۲ ۲٦ر ۲	1 1 C T	۹۰ر۲ ۲۷ز۲	۱ ۷ر ۲ ۲ - ۲	ه ۹ز ۲ ۷ هز غ	۳ ۲ ۲ ه غر ا	1 77 . 1 FC Y	Y A	
ه ۰ز ۰ ۱ ۰ر ۰	۱۰ ۲ ۲ ۱۰ ۲	1 ار ۲ ۲ مر ۲	۱۸۱ز ۲ ۲۰۰۰	۲ 7ز ۲ ۸ • ر ۲	۸ ۲ز ۲ ۲۰ ۳	۵ ۳ بر ۲ ۳ با ۳ ر	۲ از ۲ ۰۰ز ۲	1	۰ ۲ز ۲ ۱ ۰ز ۱	۹۴ز ۳ 1 در 1	۳۳ر ۳ ۲۶ز ه	۱۱۲ ه ۲۰ز ۲	79	
			۱ ۲ ۱ ر ۲ ۲ ۸ ۹ ر ۲										۲.	
			۲ ۱ ۱ ر ۲ ۱ ۱ ۹ ر ۲										77	
			۲ ۱ ۲ ۲ ۲ ۸ ۹ ۲										Γŧ	
			۱۰۱ز ۲ ۱۲۸ <u>ز</u> ۲										77	الباين ال
			۱ ۹۰ ۲ ۲ ۸ر ۲										۲,	ين
٠٠٠ ١	1 ار 1 ۲ م. ۲	به ۱۰ ۲ ۲ کار ۲	۱ ۰ ۰ ۲ ۱ ۰ ۸ ۲	۲ ار ۲ ۸ ۸ر ۲	۱۸ز۲ ۱۹۸ز۲	۰ ۲ر ۲ ۱ ۲ز ۲	۴ ۳ ۲ ۲ ۲ ز ۲	ه اد ۲ ۱ در ۲	۱ ار ۲ ۲ اد ۲	۶ بارز ۲ ۲ اار ۶	۲۲۲ ۲ ۱۸ز ۰	۸۰۷ ع ۲۹۷۲	į.	
ه .ر . ۱ -ز .	۹۹ر <u>۱</u> ۱۶۲ ۲	۲۰۲۲ ۲۷ ۲ ۲۲	۲۰۰۲ ۲۷۷ز۲	۱۱ر۲ ۲۸ر۲	۲ ۱ ر ۲ ۲ ۹ ر ۲	۶ ۲ر ۲ ۱۰ز ۳	۲۳c۲ ۲۲c۲	£ £ ژ ۲ ۴ £ ر ۲	۹۰ز۲ ۱۸۰۶	۴ ۸ر ۲ ۲۹ر ٤	۲۲ز۳ ۱۰ز۰	۷ ۰ز ۱ ۲۲ر ۷	£ Y	
			ه ۰ر ۲ ۱۹۰۵ ۲										ŧ ŧ	
. j. a	۱ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲	۰۰ر ۲ ۱۱ر ۲	۱ ۰ ر ۲ ۲ کار ۲	۹ • ر ۲ ۲ ۸ ر ۲	۱۱ ز ۲ ۲۹ر ۲	۲۲ز ۲ ۰۰ز ۳	7)T •	۲ \$ر ۲ 1 \$ز ۲	۷ ور ۲ ۷۹ر ۲	۱ ۸ر ۲ ۱ ۲ر ۱	۰ ۲ ز. ۱ ار •	ه ۱۰ ع ۲۵ تاز ۲	17	
۰ ر. ۱ ۱۰ ن ۱	۲۶۲ ۱ ۸۰۷ ۲	۹۹ر ۱ ۱۶ تا	7 30 T 4 Vi 7	۸ • د ۲ • ۸ د ۲	۱۱ د ۲ ۱۹۰ز ۲	۲۱ز ۲ ۱۰ر ۴	۲ م۳۰ ۲ م۲۰	1 غز 1 1 غر ۲	۲ ه ر ۲ ۲ کر ۲	۰ ۸ز ۲ ۲۲ر ۱	۱۹ذ۳ ۲۰۸	£ ٠ز ٤ ١٩ر ٧	٤A	

سترى					کبر	لتباين الـ	٠ ر	. s					باد ن	.).
ווגעוז	8	•••	۲	١	٧.	••	11	۲۰	7.1	۲,	17	3.1		نبة
	۲۷۷ ۱۰ر۲												Y Y	
	۵۶, ۱ ۲۰۰۲												4.4	
	۱۶۲ ۱ ۲۰۲۲												79	
	۱۲۲ ۱ ۲۰۱												۲۰	
	۴ در ۱ ۱ و ۱												44	
	۷ هر ۱ ۱ اگر ۱												71	٠ ،
ه در ۱۰ ۲ در ۲	ه ه ر ۱ ۷ هر ۱	۱ مر ۱ ۱ کر ۱	۱ ور ۱ ۱ اور د	۱۲۲ ۲٫۰۰	۱۰۲۰ ۲۰۲	۱۹۹ ۱ ۱۹ تار ۲	1,41	۲۷ز ۱ ۲۲ز ۲	۲ ۸د ۱ ۵ ۲ر ۲	۱ ۱۸۷ ۲ ۶۴ ۲	۱،۹۰۲ ۱،۹۰۲ ۲،۹۲۲	۱ ۶۸ ۲۲ر ۲	*1	. الباين
	۴ هر ۱ ۶ هر ۱												۲۸	العنير
	۱ هر ۱ ۱ هر ۱												۱.	
	۱ عد ۱ ۲۸ ۲												£ T	
	۸غر ۱ ۲۰۷۵												ŧŧ	
	۱ عد ۱ ۲۷ د ۱		1					1 1					17	
	۰ ار ۱ ۲۰ر ۱												1.4	

سنوی					کبر	تباین الـ	ے ال	د .						در ج سر
וויגעני	17	11	1.	,	٨	٧	١	•	ı	٣	۲	١	i	نہ
									7 o 7 7 V c 7					
									\$ +c 7 1 / C 7				••	
ه ۰ر ۰ ۱ ۰ر ۰	7 P.c 3	ه ۱د ۱ ۲ ه د ۲	۹ ۸د ۱ ۲ د ۲	\$ • ¢ 7 7 ¥ ¢ 7	۱۰ ۲ ۲ ۸ و ۲	۷ ۱ د ۲ • ۹ د ۲	۵ 7 و ۲ ۲ ا و ۲	۷ ه و ۲ ۱ ۴ و ۳	7 or 7 0 Tc T	7 ۷ و ۲ ۲ او ٤	• 1c 7 1	۰۰ر ع ۸۰ر ۲	٦.	
ه دو . ۱ دو ه	۰ ۹۰ ۱ ۷ عو ۲	4 ۹ د ۱ 4 ه و ۲	۸ ادر ۱ ۱ ادر ۲	۴ ۰۰ ۲ • ۷ د ۲	۸ • و ۲ ۹ ۷ و ۲	۵ ار ۲ ۳ او ۲	1 کار ۲ ۹ مو ۳	7767 1767	1 oc 1 7 FC 7	ه ۷ر ۲ ۱۰ د ۲	1 1 c 7 • Pc 1	7,99 8 • c Y	٦.	
									• • ¢ ¢ ¥ • F c ¥				٧.	
ه ۰ر ۰ ۲ ۰ر ۰	۸۸ر ۱ ۲ عو ۲	۱ اور ۱ ۸ او ۲	ه ۹د ۱ ه در ۲	1 199 1 1997	7 • • 7 3 ¥ • 7	۲ ۱ د ۲ ۷ ۸ د ۲	۱ ۲ د ۲ 2 • د ۳	7 TC 7 • 7 C T	13e7 10c7	۲ ۷ ر ۲ ۱ • ر ۱	۱۱ د ۲ ۸ ۸ر ۶	7297 7297	٨٠	۲ ، ۲
ه بو ه ۱ بو ه	۰ ۸د ۱ ۲۶۲۲	۸۸ <i>و</i> ۱ ۲۶و۲	۲۹۲۱ ۱ د ۲	۲۹۲۱ ۱۹۰۲	7 o c 7 7 o t 4	۰ ۱ د ۲ ۲ ۸ د ۲	۹ ا د ۲ ۹ ۹ د ۲	* 7¢ 7 * 7¢ 7	7 Je 7 7 • e 'Y	۷۷۲ ۸۶۲	۹ • د ۳ ۲ ۸ د ۲	۹۹ ر ۳ ۹۹ ر ۲	١	، الباين
. ,	7 AC 1	۱ ۸۰ ۲ ۱ عو۲	۱ و ۱ ۲ و ۲	۹ ۹ ۱ ۲ د ۲	۱ ۰۰ ۲ ۵ ۲۰ ۲	۸ • د ۲ ۹ ۷ د ۲	۲۱۷ ۲۰۲۰	۲۹ ۲۹ ۲۱۷	7 3 L 7	7.77 3.8c.7	۷ ۰ ر ۳ ۸۷ ر ۱	7 Pc 7 A lc F	17.	Parix
	۲ ۸ د ۱ ۲ ۲ د ۲	ه ۸د ۱ ۷ ۳ د ۲	۱۵۹ ۱۹۲	4 او 1 ۳ او ۲	* ** * * ** *	۷ • د ۲ ۲۷ د ۲	۲ ا د ۲ ۲ ۲ د ۲	۲۷۲۷ ۱۴ ۲	7) { T } } } ¢ Y	7 7 7 Y 1 Pc 7	۲۰۲۳ ۷۰٤	1 Pc T 1 Ac T	١	
ه در . ۱ در د	۰ ۸ر ۱ ۸۲ر ۲	۳ ۸د ۱ ۱ ۲د ۲	۴ اد ۲ ۱ اد ۲	۲ ۹ د ۱ • • د ۲	۸۶ <i>۰ ۱</i> ۲۰۲۰	ه ۰ و ۲ ۲۷۲	£ ۱ د ۲ ۲۰۲۰	۲۶۲۲ ۱۱د۲	7 JE 7 1 Je 7	• / C 7 A A C 7	ا ۱ کو ۲ ۱ کو ۲	7 /4 7 7 / 7 / 7	۲	
ء وو و ١ وو و	۷۸ر ۱ ۲۳و ا	۱ ۸ر ۱ ۹ر ۲ ۲	ه ۱۸ ۱ ۲۳۷	۱ و ۱ ۲ و ۲	۱۶۹۲ ۵ مو ۲	7 ° C 7 7 ° C 7	۲۱ز۲ ۱۹۸۵ ۱۹۸۵	۲۰۲۳ ۲۰۲۶	7 28 4 7 24 7	7	7 1 C 3	۲۸۲ ۲ ۷۰ ۲	٠	
ه در . ۱ در .	۲۷و ۱ ۳۰ر ۲	۰ ۸ر ۱ ۲ ۲ر ۲	4 ۸ر ۱ 4 ۳ر ۲	۹۸۲ ۲۶۲۲	۹۹c ۱ ۲۹۲۲	۲ • د ۲ ۲ ۲ د ۲	י ונ ז ז אנ ז	۲ ۲ د ۲ ۱ د ۲	7767 1767	۱ ۲ ر ۲ ۲ مر ۳	۰ ۰ ر ۳ ۲ ۲ ر ۱	۰ ۸ و ۲ ۲ ۲ و ۲	١	
٠٠٠،	ه ۷ و ۱ ۸ ۱ و ۲	۹۷ د ۱ ۲ د ۲	7 7 C 7	۸ ۸ر) ۱ او ۲	3 Pc 1 1 oc 7	1 •c 7 1 •c 7	4 • t 7 • At 7	171 7 • c 7	7 7 7 Y	۰۶۰۲ ۸۷د۳	۲۰۹۹ ۲۰۱۰	1 Ac 7 1 Fc F	æ	

از ع				,	کیر	نباین ال	ح ، ال	د .					جات رية	
27.5	۱۲	11	1.	`	٨	٧.	`	•	1	٢	۲	١	ر. د د	- 1
			7 • ¢ 7											
			7 . • • † † † † † † † † † † † † † † † † †										••	
			1 1 A C 1										١.	
			7 A PC 1 7 I TC 7										1.	
			1										٧.	
			۱ ه ۹ و ۱ ۲ ه ه و ۲										۸۰	:
			۱ ۲ ۲ ۱ ۱ ۵ ۲ ۲										١	اليان د
	۱ ۸۲ ۲ ۲۲ ۲	۲ ۸ر ۱ • غر ۲	1 • Pc 1 7 V Sc 7	۱۹۰ ۲۰۲	1 •c 7 • 1c 7	۸ • د ۲ ۹ ۷ د ۲	۷ ۱ د ۲ • ۱ د ۲	7 7 T Y	1 3 c 7	47c7	۷ ۰ ۰ ۲ ۸۷ د ۱	7 P. 7 A 3 c 7		. J.
			1										١١	
١	۸۰ ۱ ۸۲ ۲	۲ اد ۱ ۲ اد ۲	1 4 Ac 1 7 1 3 c 7	۲ اد ا • در ا	1.9.4 1.7.7	• • • 7 7 • 7	1 1 C 7 1 C 7	7757 711c7	T JE 1	0 /c 7	1 · c 7	7 A C 7	۲۰۰	
. ,. ,	۸۷۸ ۱	۱ ۸ر ۱	1 • Ac 1 7 7c 7	٠,٠١	1297	7 7	1117	7767	۲۹ ۲	77767	7 7	7,12		
			1 JA E 1 1 J T E 1										,	
			1 7 A C 1										æ	

استخراج قيمة «ف» من الجدول:

ويمكن استخراج قيمة «ف» من الجدول الخاص بذلك على النحو الأتى:

أ ـ نبحث عن درجة حرية التباين الكبير في المكان الخاص بذلك في الجدول (١ - ٥٠٠) أي في الأعمدة .

ب ـ نبحث عن درجة حرية التباين الصغير في المكان الخاص بذلك في الجدول (الجدول) (١ - ٢٤) أي في الصفوف.

جـ منبحث عن الخلية التي تتلاقى عندها كل من درجة حرية التباين الكبير ودرجة حرية التباين الصغير ونجد أن بهذه الخلية درجتان العليا وتمثل قيمة «ف» عند مستوى ٥٠,٠٥ والسفلى وتمثل قيمة «ف» عند مستوى ٠٠,٠١.

أمثلة وتمارين محلولة

١ ـ أحسب هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين المجموعات الأربع
 الأتية .

٥	ج	ب	j
۳.	۲	o	٥
٣	۲	٣	٥
٣	۲	٧	۸

٢ ـ طبق باحث استبياناً للاتجاهات على ثلاث مجموعات من الطلبة
 في كليات مختلفة فكانت درجاتهم كما يلي أحسب هل هناك فرق دال في
 اتجاهاتهم .

ج	ب	i
۲	٤	٧
۲	.	١.
٣	٧	١.
Υ	٩	11
٦	٩	17

حل التمرين الأول

,	ب	بج ب	3
٥	٥	۲	٣
٥	٣	۲	٣
٨	٧	۲	٣
بح = ۱۸	10	7	٩
م = ٦	o	۲	٣

$$\xi = 17 = \frac{7+7+7+7}{2} = 71 = 3$$

۱ ـ حساب مجموع مربع انحراف القيم عن المتوسط العام (التباين العام)

$$= [(+ 1)' + (+ 1)' (+ 3)'] + (+ 1)' + (- 1)'$$

$$+ (+ 7)'] + [(- 7)' + (- 7)' + (- 7)'] \times [(- 1)'$$

$$+ (- 1)' + (- 1)' = [1 + 1 + 7] + [1 + 1 - 1 + 7] [3 + 3 + 3] + (- 1)' + (1 + 1) = [1 + 1 + 1 + 7] + (1 + 1) + (1 + 1) = [1 + 1 + 1] + (1 + 1) + (1 + 1) = [1 + 1 + 1] + (1 + 1) = [1 + 1]$$

۲ ـ حساب مجموع مربع انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام × ن (أي حساب التباين الكبير بين المجموعات) = π (+ τ) + τ (+ τ) + τ (- τ) + τ (- τ) + τ (+ τ) + τ (+ τ) + τ (- τ) + τ (

٤ ـ حساب درجات الحرية:

أ ـ حساب درجة التباين الكبير بين المجموعات = عدد المجموعات - x = 1 - 2

جــ درجات الحرية الكلية = عن القيم - ١ = ١ - ١ - ١ = ١٠.

٥ ـ ويتم حساب قيمة «ف» كما يلي :

اً ـ التباين الكبير (بين المجموعات) = $\frac{r}{r}$ = ۱۰

ب ـ التباين الصغير (داخل المجموعات) = $\frac{12}{\Lambda}$ = 0, ١, ٧٥

 \circ , $\vee \frac{1}{1, \vee \circ} = «نسبة ف » = --$

الدلالة: بالكشف عن قيمة «نسبة ف» في الجدول السابق في العمود

الثالث أي عند درجة حرية التباين الكبير ٣ وفي الصف الثامن أي عند درجة التباين الصغير ٨ نجد أن الخلية التي تلتقي عندها هاتين الدرجتين من درجات الحرية هي الخلية التي يكون مستوى ٥٠,٠ عندها مساوياً ٧,٤٢ والتي يكون مستوى ١٠,٠ عندها مساوياً ٥,٧٠ وعلى هذا الأساس نجد أن «نسبة ف» في مثالنا هذا لها دلالة عند ٥٠,٠ لأنها أن من تلك القيمة الموجودة في الجدول وهي ٨٠,٤ وليس لها دلالة عند ١٠,٠ لأنها أقل من القيمة الموجودة في الجدول عندها ويه ٥,٧٠.

	حل التمرين الثاني	
جـ	·	i
۲	٤	٧
۲	٦	١.
٣	V	١.
٧	٩	11
٦	٩	١٢
۲.	70	مجه ٥٠
	عات = ۱۰ ع	م: مجمو
	$V = \frac{YI}{r} = \frac{\xi + V}{r}$	م: عام = • ١ •

١ - حساب مجموع مربع انحراف القيم من المتوسط العام (التباين العام).

=
$$[(\omega \dot{\alpha}_{1})^{7} + (+ \%)^{7} + (\%)^{7} + (\%)^{7}])] + [-\%)^{7}$$

+ $(-1)^{7} + (\omega \dot{\alpha}_{1})^{7} + (+ \%)^{7}] + [(-\%)^{7}]$
+ $(-\%)^{7} + (-\%)^{7} + (-\%)^{7} + (-\%)^{7}] = [(-\%)^{7} + (-\%)^{7}] + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$
= $(-\%)^{7} + (-\%)^{7}$

۲ ـ حساب مجموع مربع انحراف متوسط المجموعات عن المتوسط العام (التباین الکبیر) = ٥ (+ %) + ٥ (صفر) + ٥ (-%) = ٥ × % × × × × صفر + ٥ × = ٥٤ + ٥٤ + صفر = ٠٩.

٤ ـ حساب درجة الجدية كما يلى:

أ ـ حساب درجة حرية التباين الكبير بين المجموعات = ٣ - ١ = ٢.

+ 1 - 0 = $\frac{1}{2}$ - $\frac{1}{2$

جــ حساب درجة الحرية الكلية = ١٥ - ١ = ١٤.

٥ ـ حساب قيمة «نسبة ف» كما يلى:

أ ـ حساب التباين الكبير = $\frac{9}{7}$ = 6

 $- \frac{\xi \circ}{\xi, \circ} = \frac{\xi \circ}{\xi, \circ}$

7 حساب الدلالة = بالكشف في جدول قيم «ت» نجد أن قيمة «ت» المستخرجة من المثال لها دلالة عند مستوى 0.00

خامساً المقارنة الزوجية

بين المتوسطات في تحليل التباين

قدم توكي Tukey اختباراً سماه Hsd الختصاراً لـ: Hsd ودلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالة significant test وذلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالة بينهما. ويكون الفرق دالاً بين المتوسطين إذا كان الفرق بين المتوسطين مساوياً أو يزيد عن قيمة Hsd والتي تحسب عن طريق المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات من خلال التباين داخل المجموعات أو:

حيث ق = العدد في أحد المجموعات.

١ ـ في المثال الأخير السابق حله (التمرين الثاني) كانت قيمة التباين داخل المجموعات (التباين الصغير) ٤,٥ والعدد في كل مجموعة ٥.
 و بذلك تكون قيمة :

$$Y, \cdot 1 = \underbrace{\xi, \cdot 0} = \underbrace{Y \cdot , Y \cdot 0}_{0} \bigvee = \underbrace{\overline{Y \cdot (\xi, 0)}}_{0} \bigvee = HSD$$

٢ - في المشال السابق (التمرين الثاني ضمن الأمثلة والتمارين المحلولة) درجة حرية التباين الصغير = ١٢. نقوم بالبحث في جداول دلالة اختبار «ت» المقابلة لدرجة حرية ١٢ عند مستوى ٢,٠١، ٥، وهي تساوي في هذا المثال ٢,١٢ عند ٢,٩٢٠ عند ٢,٠١، ٤ عند ٢٠٠٠٠.

٣ ـ نقوم بعد ذلك بضرب قيمة Hsd (٢,٠١) السابقة في كل قيمة من قيم «ت» السابقة عند مستويات الدلالة الثلاثة وهي:

٤ ـ نقوم بعد ذلك بحساب الفروق بين المتوسطات الثلاثة وهي :

أ ـ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة ب = ١٠ - ٧ = ٣.

ب _ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة جـ = ١٠ - ٤ = ٦.

جـ ـ الفرق بين متوسط المجموعة $- = V - \xi = \pi$.

٥ ـ بالنظر للفروق بين المتوسطات في (٤) وبالنظر لضرب قيمة Hsd في كل قيمة من قيم «ت» في (٣) تجد أن الفرق بين المتوسط في المجموعة أ والمجموعة جيساوي ٦ وهو أكبر من قيمة ضرب Hsd في قيمة «ت» عند مستويين للدلالة ٠٠٠،٠١،٠٠

۳ ـ هناك فرق دال عند مستوى ۰,۰۱ بين متوسط أ ومتوسط جـ Runyon. fundamentals of behavioral statistics, second : عن)

(édition, addison Wesley London, 1973, p. 223.

ويذكر مؤلف الكتاب السابق أن أدوارد Edwards في كتابه: Statistical methods for Behaviorls Sciences, New York 1968.

قد قام بتقديم عرض لاختبار بارتلت Bartlet عن تجانس التباينات.

^(*) وكذلك بضرب قيمة HSD في قيمة «ت» عند مستوى ۲٫۹۱ × ۲٫۰۱ = ۲٫۹۲ ه. ٥,٨٦٩ -

١ ـ الخطأ المعياري = التباين داخل المجموعات

٢ ـ تحسب الفجوة الدالة = قيمة الخطأ المعياري في رقمين ثابتين هما
 ١,٩٦ ، ١,٤١

٣ ـ إذا كانت قيمة أحد الفروق بين متوسطات المجموعات (كما في ٤ السابقة) مساوياً أو يزيد عن الفجوة الدالة كان الفرق بين هذين المتوسطين دالاً.

ثالثاً

المقاييس اللابارامترية Non-parametric Measurement

مقدمة: من المعروف أننا نستخدم اختبار «ت» T. test لمعرفة الفروق بين متوسط مجموعتين وذلك إذا كان التوزيع اعتدالياً. أما إذا كان عدد العينة صغيراً والتوزيع غير اعتدالي Non-parametric فإن استخدام الأساليب البارامترية (اختبار «ت» والمتوسطات) يصبح مضللاً. ولذلك فإن الأساليب اللابارامترية هي التي تمكننا في هذه الحالة من المقارنة بين العينات التي على هذا النحو، وحساب الفروف الدالة بينها، وذلك دون افتراض اعتدالية التوزيع في العينات الأصلية Populations ويطلق على هذه الأساليب: الأساليب اللابارامترية أو الأساليب المستقلة التوزيع تملى هذه الأساليب: اختبار الوسيط واختبار مجموع الرتب وسنركز هنا على اختبار الوسيط والذي يستخدم في المجموعات المستقلة مثل ريف حضر، أو ذكور إناث، وعلى اختيار مجموع الرتب أيضاً.

(١) اختبار الوسيط The Median test

مثال: أراد باحث نفسي إكلينيكي اختبار أثر أحد الأدوية المهدءة على رعشة اليد، فأعطى الدواء لـ ١٤ أربعة عشر مريضاً نفسياً (مجموعة تجريبية) ثم اختار ١٨ ثمانية عشر مريضاً متساويين مع المرضى الذين أعطوا الدواء في

السن والجنس وأعطوا دواءاً آخر مضراً لليد واعتبرت هذه المجموعة ضابطة (مجموعة ضابطة).

ولقد تم قياس الرعشة باختبار ثبات اليد. ويتضح فيما يلي درجمات المجموعتين.

المجموعة التجريبية (ن = ١٤)

٤٦

المجموعة الضابطة (ن = ١٨)

٤٦

00

11

77

٥٣

	, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,
٤٨	٥٣
70	۳۹
٦٦	٦٣
٣٨	٣٦
٣٦	٤٧
٤٥	٥٨
٥٩	££
٥٣	٣٨
٥٨	09
£ Y	٣٦
V•	٤ ٢
٧١	٤٣
70	۲3

وخطوات حساب الدلالة بين درجات المجموعتين في المثال السابق با منتخدام اختبار الوسيط كما يأتي:

١ ـ اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة وليس بينهما فرق (الفرض الصفرى).

٢ ـ ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ ـ تحديد الوسيط على أساس أنه القيمة الوسطى، بحيث أن عدد القيم التي قبله تساوي عدد القيم التي بعده، وفي حالة وجود أكثر من قيمتين وسيطتين يتم جمعهما وأخذ متوسطهما. والوسيط في مثالنا هذا يساوي ٥٩٤٠.

٤ ـ يتم حساب انحراف الدرجة في كل مجموعة على حدة عن الوسيط ويوضع علامة (+) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً موجباً عن الوسيط، وعلامة (-) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً سالباً عن الوسيط كما يلي:

المجموعة الضابطة		ة التجريبية	المجموع
١٨ =	ن :	1 8	ن =
(العلامة)	(القيمة)	(العلامة)	(القيمة)
-	٤٨	+	٥٣
+	٦٥	. -	44
+	٦٦	+	٦٣
-	٣٨	-	٣٦
-	٣٦	.	٤٧
-	٤٥	+	٥٨
+	٥٩	-	٤٤
+	٥٣	-	٣٨
+	٥٨	+	०९
-	٤٢	-	٣٦
+	٧٠	-	٤٢
+	٧١	-	٤٣
+	٦٥	~	٤٦
-	٤٦	~	٤٦
+	٥٥		
+	17		
+	٦٢		
+	٥٣		

هـإذا وجد أن قيمة من القيم تكون مساوية للوسيط فإن معنى ذلك أن الفرق بينها وبينه ستكون مساوية للصفر، وبما أن هذه القيمة أي الصفر لا يمكن أن تصنف في فئة + أو - فيتم شطبها من القيم.

٦ ـ يتم بعد ذلك تحديد عدد العلامات السالبة وعدد العلامات الموجبة
 في كل مجموعة وهي كما يلي في المثال السابق :

المجموعة	+	-
(١) التجريبية	. £	١.
(٢) الضابطة	17	٦

٧ ـ يعد جدول آخر $Y \times Y$ يحدد فيه عدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وفي المجموعتين، وعدد العلامات السالبة في كل مجموعة وفي المجموعتين وذلك على النحو الآتى:

مجموعات مجـ	بج	أعلى من الوسيط	أقل من الوسيط	المجموعات عادة
		+	-	
(أ + ب)	12	غ (ب) (۲۲ (د)	۱۰ (م) ۲ (ح) ۲	(٢) ضابطة
(أ×ب×ج×د)	٣٢	١٦	١٦	بج
	(أ + ب + جـ + د)	(ب + د)	(أ + حـ)	مجموعات مجـ

٨ ـ وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الأتي :

ن = عدد أفراد المجموعة الكلية (٣٢).

ا = أي أن الفرق بين القيم التي تكون بين هذين العمودين لا بد أن تكون موجبة.

أ د = حاصل ضرب عدد علامات أ × عدد علامات د.

ب حد = حاصل ضرب عدد علامات × عدد علامات حد.

أب = حاصل جمع علامات أ + ب.

ح + c = حاصل جمع علامات ح + c.

أ + حـ = حاصل جمع علامات أ + حـ.

ب + c = حاصل جمع علامات ب + c.

٩ ـ وفي حالة وجود تكرارات في الجدول أقل من خمسة تطبيق
 المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتي:

$$\frac{0}{(1+c-v+c)^{2}} = \frac{0}{(1+c-v+c)^{2}}$$

$$\frac{0}{(1+c-v+c)^{2}} = \frac{0}{(1+c-v+c)^{2}}$$

$$\frac{0}{(1+c-v+c)^{2}} = \frac{0}{(1+c-v+c)^{2}}$$

حيث أن:

 $\frac{\dot{c}}{r}$ عدد أفراد المجموعة الكلية مقسوماً على ٢.

١٠ ـ ونظراً لوجود أحد التكرارات الأقل من خمسة بالجدول السابق
 فإنه يتم تطبيق معادلة كا المصححة السابقة وذلك على النحو التالى:

$$\frac{1 - \frac{\gamma \gamma}{\gamma} - (|\gamma \gamma - \gamma \gamma|) - \gamma \gamma}{\gamma \gamma} = \frac{\gamma \gamma}{\gamma \gamma} = \frac{\gamma \gamma}{\gamma}$$

$$=\frac{77(7P-\frac{77}{4})^7}{71037}$$

$$2|7| | loanse = \frac{77(.1)^{7}}{71037}$$

$$2|7| | loanse = \frac{77 \times ... 37}{71037}$$

$$2|7| | loanse = \frac{... 3.7}{71037}$$

$$2|7| | loanse = 97.7$$

۱۱ ـ يتم بعد ذلك حساب درجة الحرية = عدد المجموعات – ۱ وتساوى في هذا المثال: = Y - Y = 1

۱۲ _ و بالکشف عن قیمهٔ کا ٔ بالجدول عن مستوی ۰, ۰ نجد أنها = 7,7 وعند 7,7 و و دلك أمام درجهٔ الحریهٔ واحد.

17 - وبما أن قيمة كا المستخرجة من مثالنا أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول الفرق غير دال إحصائياً أي أن لا أثر للدواء على رعشة اليد.

يذهب والكر Walker في كتابه Statistical Inference ص ١٠٣ إلى أن كا لا تكون دقيقة مع اختبار الوسيط إذا كان عدد العينة صغيراً في المجموعتين.

مثال أن يكون عدد أفراد العينة أقل من ١٠ ويجب هنـا البحـث عن وسيلة مناسبة.

(٢) اختيار مجموع الرتب

ويستخدم اختبار مجموع الرتب The Sum of Ranks test الختبار الفرق الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار ثنائي الذنب الواحد (أو الطرف ثنائي الذنب الواحد (أو الطرف

الواحد) One-tailed test يعني أن مجموعة أعلى أو منخفضة عن المجموعة الأخرى.

مثال: أراد مدرس أن يكتشف تأثير الواجبات الإضافية في مادة الإنشاء فقسم فصله لقسمين بكل منهما ١٠ عشرة تلاميذ وقد وضع التلاميذ عشوائياً بكل قسم. وقد كانت المجموعة الأولى هي المجموعة التجريبية التي أعطيت واجباً إضافياً، والمجموعة الثانية هي المجموعة الضابطة التي لم تعط واجباً إضافياً. وبعد ثلاثة شهور طبق اختبار في الموضوع على المجموعتين وكان عدد المجموعة التجريبية كما هو ١٠ عشرة بينما نقص من عدد المجموعة الضابطة اثنين بسبب الغياب والمرض. وفيما يلي درجات المجموعتين ورتبتهما.

الرتب	درجات المجموعة (٢)	الرتب	درجات المجموعة (١)
٨	1 3	٩	7 3
٤	٣٦	10	٥٣
۲	٣٣	١٣	٤٧
17	٥٥	٥	٣٨
١.	٤٤	17	۲3
٣	٣0	١٤	٥١
١	٣٢	۱۸	77
٧	٤٠	17	٦.
		11	٤٥
		٦	٣٩
موع ٥٦	المجم	۱۲۰ ب موع	المج

وقد تم في البداية ترتيب الدرجات ١٨ الثمانية عشر ترتيباً تصاعدياً من الصغير للكبير ثم أعطيت لها الرتب الخاصة بها بحيث أعطيت أصغر درجة

الرتبة ١، والتي تليها الرتبة ٢ وهكذا وفي المثال نجد أن الدرجة الصغرى هي ٣٢ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. مرحد أن النحو المبين الرتبة ١٨. ثم تم بعد ذلك عزل رتب كل مجموعة على حدة على النحو المبين سابقاً.

ویلاحظأن مجموع رتب (۱) + مجموع رتب (۲) تکون مساویة
$$\frac{\ddot{b}(\ddot{b}+1)}{2}$$
 مجموع الرتب هو ۱۲۰ + ۵۱

=
$$1 \vee 1$$
 , ellosalelà llmiبقة $\frac{(1 + 1) \times (1 + 1)}{7} = 1 \vee 1$

ويتم حساب قيمة اختبار مجموع الرتب بتطبيق المعادلة الأتية على كل مجموع من مجموع الرتب.

$$\frac{7 (مجموع رتب ۱) - ن ۱ (ن + 1)}{\frac{0 + 0 + 1}{7}}$$
 اختبار مجہ ر ۱ = ۱

$$Y, YY = \frac{0.}{YY, 0} = \frac{(19) \cdot (17) \cdot (19)}{(19) \cdot (19) \cdot (19)} = 1$$
 قیمة اختبار مجر ر

$$Y, YY - = \frac{0.-}{YY,0} = \frac{(19) \wedge -01 \times Y}{19 \times \wedge \times 10} = Y$$
وقیمة اختبار مجر $Y = Y$

وبالنظر في الجدول الخاص بمستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب، وثنائي الذنب نجد أن قيمة 7,77 لها دلالة إحصائية عند درجة الحرية 7,77 لها دلالة إحصائية 7,77 لها دلالة إحصائية عند درجة الحرية 7,77 لها دلالة إحصائية عند درجة الحرية 7,77

جدول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب

	مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب						
	•,•••	٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	٠,١٠	د. ح
		ي الذنب	لاختبار ثنائ	ى الدلالة	مستو		
	٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠	
	747,719	٦٣,٦٥٧	۳۱,۸۲۱	17, ٧٠٦	٦,٣١٤	۳,۰۷۸	١
	٣١,٥٩٨	9,940	٦,٩٦٥	٤,٣٠٣	7,970	١,٨٨٦	۲
	27,981	0,181	٤,0٤١	٣,١٨٢	7,404	١,٦٣٨	٣
	۸,٦١٠	१,२०१	٣,٧٤٧	۲,۷۷٦	۲, ۱۳۲	1,044	٤
	٦,٨0٩	٤,٠٣٢	٣,٣٦٥	7,071	۲,۰۱٥	١,٤٧٦	٥
	0, 209	٣,٧٠٧	٣, ١٤٣	٢,٤٤٧	1,984	1, 22.	٦
	0, 5 . 0	٣, ٤٩٩	V,99V	7,770	1,190	1, 210	٧
	0,. 1	7,700	۲,۸۹٦	۲,٣٠٦	١,٨٦٠	1,897	٨
	٤,٧٨١	٣,٢٥٠	7,871	۲,۲٦٢	١,٨٣٣	١,٣٨٣	٩
	٤,٥٨٧	٣,١٦٩	۲,٧٦٤	۲,۲۲۸	1,817	1,477	١.
	٤,٤٣٧	٣,١٠٦	7,711	7,7.1	1, ٧٩٦	1,474	١١
	٤,٣١٨	٣,٠٥٥	۲,٦٨١	7,179	1,777	4,409	١٢
	٤,٢٢١	4,.11	۲,٦٥٠	۲,۱٦۰	١,٧٧١	1,40.	۱۳
	٤,١٤٠	7,977	۲,٦٢٤	7,120	1,771	1,720	١٤
	٤,٠٧٣	۲,9٤٧	7,7.7	7,171	1, 404	1,881	10
	٤,٠١٥	7,971	۲,٥٨٣	7,170	1,727	1,777	١٦
	٣,٩٦٥	۲,۸۹۸	۲,07۷	۲,۱۱۰	١,٧٤٠	1,777	۱۷
۵		l					

تابع جدول دلالة اختيار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب						
•,•••	•,••٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	٠,١٠	· .
	، الذنب	لاختبار ثنائي	ل الدلالة ا	مستوي		د. ح
٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠,٢٠	
٣,٩٢٢	۲,۸۷۸	7,007	۲,۱۰۱	١,٧٣٤	١,٣٣٠	۱۸
٣,٨٨٣	۲,۸٦١	7,079	۲,۰۹۳	1,779	۱٫۳۲۸	19
٣,٨٥٠	۲,۸٤٥	7,071	۲,۰۸٦	1,770	1,440	۲.
٣,٨١٩	۲,۸۳۱	7,011	۲,۰۸۰	1,771	١,٣٢٣	۲١
٣,٧٩٢	7,819	۲,0٠٨	۲,۰۷٤	1,717	۱۶۳۲۱	44
٣,٧٦٧	۲,۸۰۷	۲,0۰۰	۲,٠٦٩	1,718	1,419	74
٣,٧٤٥	۲,۷۹۷	7, 291	۲,٠٦٤	1,711	1,711	7 £
4,770	۲,۷۸۷	۲,٤٨٥	۲,٠٦٠	١,٧٠٨	1,417	70
٣,٧٠٧	Y, VV9	٢,٤٧٩	۲,٠٥٦	1,7.7	1,710	77
٣,٦٩٠	۲,۷۷۱	۲,٤٧٣	7,007	1,7.4	1,718	**
٣,٦٧٤	7,777	۲,٤٦٧	۲,۰٤٨	1,7.1	1,818	۲۸
٣,٦٥٩	۲,۷٥٦	۲,٤٦٢	۲,۰٤٥	1,799	1,811	49
٣,٦٤٦	7,000	Y, £0V	۲,۰٤٢	1,797	۱٫۳۱۰	٣٠
7,001	۲,۷۰٤	۲,٤٢٣	7, . 71	١,٦٨٤	١,٣٠٣	٤٠
٣, ٤٦٠	۲, ٦٦٠	٣,٣٩٠	۲,۰۰۰	1,771	1, 497	٦.
٣,٣٧٣	۲,٦١٧	۲,۳٥٨	١,٩٨٠	1,701	1,409	۱۲۰
٣, ٢٩١	۲,٥٧٦	۲,۳۲٦	1,97.	1,780	1,777	

رابعاً: حساب دلالة النسبة المئوية The Significance of Percentage

تعتمد الكثير من البحوث خاصة التي تتطرق لمجالات قياس الرأي العام والاتجاهات على النسب المئوية. كما أن كثيراً من النتائج التي يتم عرضها في بعض هذه البحوث لا تكون إلا على صورة نسب مئوية لمن أجابوا بنعم على سؤال ما في أحد المجموعات ولمن أجابوا بنعم على نفس السؤال في مجموعة أخرى. أي تكون المقارنة بين النسب المئوية للذكور والنسب المئوية للإناث فيما يختص بمتغير من المتغيرات. وأحياناً تكون المقارنة داخل المجموعة الواحدة بين من أجاب بنعم على السؤال الأول في أحد الاستبيانات ومن أجاب بنعم على السؤال الثاني في نفس الاستبيان، ويكون الهدف في البحث معرفة الدلالة بين النسبتين.

وفي حالة المقارنة بين النسب في المجموعتين يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب غير المرتبطة ، وفي حالة المقارنة بين النسب داخل المجموعة الواحدة يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب المرتبطة .

أولاً _ حساب الدلالة للنسب المئوية غير المرتبطة

ونعرض فيما يلي ثلاثة طرق يختار الباحث من بينها أيسرها له في الخطوات:

مثال: طبق استبيان على مجموعتين أحدهما من المرضي والأخرى من الأسوياء وكان عدد المرضي ٥٠ خمسون، وعدد الأسوياء ١٠٠ مائة. فأجاب عشرون من المرضي بنعم على أحد أسئلة الاستبيان، كما أجاب ٤٥ خمسة وأربعون من الأسوياء بنعم على نفس السؤال. فهل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين من أجابوا بنعم في المجموعتين على هذا السؤال.

١ - الطريقة الأولى: وخطواتها ومعادلاتها كما يلى:

١ ـ نحسب النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم في المجموعتين على النحو
 الأتى:

أ ـ النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من المرضى:

$$\frac{7}{6} = \frac{7}{6} = \frac{7}$$

ب ـ النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من الأسوياء:

$$\frac{1}{2}$$
 $\frac{1}{2}$ $\frac{1}$

٢ ـ نحصل على النسبة المئوية ١ (P 1) حسب القانون الأتى:

 $\frac{1}{1} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}$

$$7.2$$
 وهي في المثال = $\frac{70 \times 10.0 + 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0}{10.00 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0}{10.0} = \frac{10$

٣ ـ نحصل على النسبة المئوية ٢ (P2) حسب القانون الآتي:

و بتطبيق ذلك على المثال السابق:

$$.^{(*)}/.07, V = \xi \Upsilon, \Upsilon - V \cdot \cdot = P2$$

^(*) ثم تقريب النسبتين المئويتين الأولى من ٣,٣٤ إلى والثانية من ٧,٦٥ إلى ٥٠.

$$\frac{1}{\left[\frac{1}{1} + \frac{1}{3}\right] P1 \times P2} = P1 P2$$

وبتطبيق ذلك على المثال السابق.

·, · \ + · , · Y × Y (0) = P1 P2

VT, 0T = P1 P2

 $.\Lambda, oV = P1 P2$

مـيتم بعد ذلك حساب الفرق بين النسبة المئوية أ والنسبة المئوية ب
 و بتطبيق ذلك على المثال السابق أ ، ب تكون النتيجة .

الفرق بين النسبتين المئويتين أ، ب من الخطوة (١) = ٥٥ - ٠٠ = ٥.

٦ ـ يتم بعد ذلك قسمة الناتج من الفرق بين النسبتين المئويتين (في الخطوة رقم ٥) على الناتج في P1 P2 (الخطوة رقم ٤) للحصول على النسبة الحرجة (اختصاراً لـ: Critical Ratio) وذلك حسب القانون.

وفي مثالنا السابق نجد أن قيمة CR كما يلي:

$$\cdot$$
, $77 = \frac{0}{V, 0V} = CR$

٧ ـ تعتبر النتيجة التي في الخطوة السابقة:

أ ـ دالة عند ٠٠,٠٠ إذا كانت هذه النتيجة تتراوح بين ٢,٥٦ - ٢,٥٧. ب ـ دالة عند ٢٠,٠٠ إذا كانت هذه النتيجة مساوية لـ ٢,٥٨ فما فوق.

٢ ـ الطريقة الثانية: وخطواتها كما يلى:

أ ـ معادلة النسبة الحرجة لدلالة النسبة المؤية:

$$\frac{\text{im, i} - \text{im, i}}{\text{ltim, i}} = \sqrt{\frac{1(-1) + (-1)}{\text{i}} + \frac{(-1) + (-1)}{\text{i}}}$$

حيث أ = النسبة الأولى.

حيث ب = النسة الثانية.

حيث ن ١ = العينة الأولى.

حيث ن ٢ = العينة الثانية.

ب _ وحساب النسبة الحرجة من نفس المثال السابق.

$$\frac{61-\frac{10}{20}}{1000} = \frac{1000}{1000} + \frac{1000}{1000} + \frac{1000}{1000}$$

$$\frac{0}{(1\cdot) \cdot (00) \cdot (00)} = \frac{0}{(1\cdot) \cdot (00)} = \frac{0}{(1$$

$$\cdot$$
, $\Upsilon V = \frac{0}{1\Upsilon, \Upsilon \Upsilon} =$

وهي غير دالة إحصائياً حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

٣ ـ الطريقة الثالثة: وخطواتها كالآتى:

أ ـ نسبة من أجاب بنعم من المرضى = $\frac{Y}{100} \times 10.0 \times 10^{-3} \times 10^{-3} \times 10^{-3}$

 \cdot , ε = ε = ε + ε = ε + ε

جـ ـ عدد من أجاب بنعم من المرضى والأسوياء للمجموع الكلى =

$$\cdot, \xi \Upsilon = \frac{70}{10 \cdot 10} = \frac{\xi 0 + 7}{1 \cdot \cdot + 0} = \frac{(7)}{1 \cdot \cdot + 0} = \frac{70}{10} = \frac{70}{10}$$

د ـ الفرق بين النسبة الكلية وواحد صحيح = ١ - ٤٣ - ١ = ٥٠,٠٠

$$\frac{\cdot, \circ \vee \times \{0 + 1\}}{1 \cdot \cdot \times \circ \cdot} = \sqrt{\frac{\cdot, \circ \vee \times \{0 + 1\}}{1 \cdot \cdot \times \circ \cdot}}$$

وهي غير دالة حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

تعليق على الطرق الثلاثة: اتفقت في أن النسبة الحرجة غير دالة بصرف النظر عن قيمتها.

استخدام النسبة الحرجة في المقارنة بين درجات فردين.

ويذكر ماكنمار في كتابه:

Mc nemar, G; Psychological Statstical, New York, Johnwisley & Son 1957, 53-154.

أنه يمكن استخدام النسبة الحرجة (C. R.) للمقارنة بين درجة فردين (النجم والمنبوذ في الاختبار السوسيومتري مثلاً) باستخدام المعادلة الآتية:

النسبة الحرجة =
$$\frac{cرجة الشخص i - درجة الشخص ب النسبة الحرجة = $\frac{3\sqrt{1-\sqrt{1-c}}}{2\sqrt{1-c}}$$$

حيث ع = الانحراف المعياري للمجموعة التي ينتمي لها أ، ب على الاختبار.

ر = معامل ثبات الاختبار.

۲ ـ رقم ثابت (فردين أ، ب).

ثانياً: حساب الدلالة للنسبة المئوية المرتبطة

كما سبق الإِشارة فإنه يمكن حساب دلالة النسب المئوية داخل المجموعة الواحدة بالنسبة لمتغير من المتغيرات.

مثال: أجابت مجموعة من ٢٥٠ من الطلبة على السؤالين الأتيين في أحد الاستبيانات.

س (١): هل تحدث لك حالات من الصداع؟

أجاب ١٥٠ بنعم

وأجاب ١٠٠ بلا.

س (٢) هل تخاف من التواجد في الأماكن المزدحمة؟

أجاب ١٢٥ بنعم.

وأجاب ١٢٥ بلا.

الحل:

١ ـ يتم وضع النتائج للسؤالين في الجدولين التاليين للتبسيط.

숒	نعم	Y	س(۱) س
170	١	۲٥	نعم
170	٥٠	٧٥	Ŋ
70.	10.	1	بجـ

الجدول رقم (١)

وقد تم توزيع النتائج الـداخلية في المربعـات من مجـاميع الأعمـدة والصفوف كالآتي:

ا ـ طرح مجموع العمود الأول من مجموع الصف الأول للحصول على القيمة الأولى بالصف الأول 1.0 - 1.0 = 0.0.

٢ ـ طرح القيمة التي تم الحصول عليها من الخطوة السابقة من مجموع الصف الأول للحصول على من أجابوا بنعم على السؤالين ١٢٥ - ١٠٠.

 π - طرح القيمة الناتجة في الخطوة الأولى من مجموع العمود الأول للحصول على من أجابوا بلا على السؤال الأول و بلا على السؤال الثاني ١٠٠ - ٧٥ = ٧٥.

٤ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الثانية من مجموع العمود الثاني للحصول على من أجابوا بنعم على السؤال الأول وأجابوا بلا على السؤال الثاني ١٥٠ - ١٠٠ = ٥٠

الجدول رقم (٢)

٢ ـ يتم حساب النسبة المئوية للنتائج التي في الجدول رقم (١) كالآتي:

المجموع	نعم	צ	(1) m (Y) m
%.0 •	(1) % & •	۱۰٪ (ب)	نعم
7.00	۲۰٪ (جـ)	۳۰٪(د)	צ
7.1	%٦٠	7. 2 •	المجموع

٣ ـ يتم حساب معامل ارتباط فاي . Ph C من الجدول السابق (أنظر في المجزء الخاص بالإحصاء التطبيقي كيفية حساب معامل ارتباط فاي) وقيمة المثال السابق = ...

٤ - يتم حساب النسب المئوية للإجابات كما يلى:

أ ـ النسبة المئوية (١) لمن أجاب بنعم على السؤال الأول = $\frac{10.7}{70.}$ × $\frac{1}{10.7}$ × $\frac{1}{10.7}$ × $\frac{1}{10.7}$

١٠٠ × ١٢٥ = النسبة المئوية (٢) لمن أجاب بنعم على السؤال الثاني = ١٠٠ × ١٠٠
 ١٠٠ = ٠٥٪

٥ ـ يتم عمل تقدير للنسبة بحساب المتوسط للنسبة (١)، (٢) في الخطوة السابقة كالآتى:

متوسط النسبة = ٢٠ + ٥٠ = ١١٠ - ٢ = ٥٥ (النسبة أ).

٦ - يتم طرح متوسط النسبة من ١٠٠ = ١٠٠ - ٥٥ = ٥٥ (النسبة ب).

٧ ـ يتم حساب الفرق بين النسبتين (١) ، (٢) في الخطوة رقم (٤). =
 ١٠ = ٥٠ - ٦٠.

٨ ـ تطبق معادلة النسبة المئوية الآتية.

$$(Y)$$
 الفرق بين النسبتين (Y) (۱) الفرق بين النسبتين (Y) (۱) دلالة النسبة المئوية = $\sqrt{\frac{Y \times \text{النسبة (اب)}}{\text{المجموع الكلي (ن)}}}$

$$P = cV \text{ is limited to the proof of } \frac{1}{1 \times 10^{2} \times 10^{2}} = \frac{1}{1 \times 10^{2} \times 10^{2}} = \frac{1}{1 \times 10$$

الفرق يكون دالاً عند ٠,٠٥ لو بلغت قيمته من ١,٩٦ إلى ٢,٥٧، ويكون دالاً عند ٠,٠١ لو بلغت قيمة ٢,٥٨ فما فوق.

خامساً

التحليل العاملي Factor Analysis

مقدمة: يمكن القول بأن التحليل العاملي يمثل نهاية رحلة المطاف في الإحصاء التي بين أيدينا اليوم، كما يمكن أن يعتبر التحليل العاملي في نفس الوقت قمة التطبيق العملي للمنهج الاستقرائي أي من الجزئيات إلى الكليات.

ويمكن أن نتعقب ذلك المشوار للكشف عن أهداف التحليل العاملي في هذا منذ بداية الدر وس الأولى للإحصاء حتى استخدام التحليل العاملي في هذا الجزء من الكتاب. فعند ما يجري الباحث دراسته على عينة من الأفراد يطبق فيها اختباراً لقياس الذكاء أو الشخصية فإنه يحصل على عدد من الدرجات مماثل لحجم عينة بحثه، وهذه الدرجات في ذلك الإطار المبدئي الذي تكون عليه لا تمثل ولا تعني شيئاً، أي لا يمكن أن يستنتج منها الباحث سيئا يفيد تساؤلات بحثه أو فروض دراسته لأنها لا تمثل إلا جزئيات مستقلة متباعدة عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي تصنيف تلك الدرجات في جدول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج الاستقرائي الذي يتضح في أن هذا الكم الهائل من الدرجات والذي قد يبلغ المئات أو الآلاف أو أكثر من ذلك يبدأ في التجمع في عدد قليل من الدرجات الإحصائية في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك المتوسط أو الوسيط نجد أن قيمة واحدة قد حلت محل مئات أو

آلاف الدرجات. وبهذه الصورة يتبين أن المنهج الاستقرائي يأخذ شكل التدرج الهرمي في قاعدة مليئة بدرجات كثيرة (جزئيات) إلى قيمة تقف عليها مجموعة صغيرة من القيم (الكليات).

هذا إذا كان الباحث بصدد متغير واحد أما إذا كان الباحث يدرس أكثر من متغير في وقت واحد لدى مجموعة من الأشخاص فإن الجزئيات التي لديه يتسع حجمها ويكبر. فإذا كانت عينة الدراسة ألف طالب مشلاً ففي حالة المتغير الواحد أي إذا طبق اختباراً للذكاء تكون لديه ألف درجة (١٠٠٠)، أما في حالة وجود متغيرين كأن يطبق اختباراً لقياس الذكاء وآخر لقياس القدرة اللفظية فسيكون لديه درجتين لهذين الاختبارين بالنسبة لكل طالب هو ويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو ألفان من الدرجات. ويزيد هذا العدد إلى ثلاثة آلاف درجة لو أضاف الباحث إلى الاختبارات اختباراً ثالثاً وهكذا. وبحساب العلاقة بين اختبار الذكاء واختبار القدرة اللفظية يحصل الباحث على قيمة واحدة متمثلة في معامل الارتباط، فبدلاً من ألفي درجة كل ألف منها مستقل عن الآخر صار في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء بالقدرة العددية.

ويتضح مما سبق أنه باستخدام المنهج الاستقرائي تحولت الألفي درجة (جزئيات) إلى معامل ارتباط واحد (كليات). وبالطبع ليس هذا هو نهاية المطاف لأنه بزيادة عدد المتغيرات أو الاختبارات المطبقة على أفراد العينة يزداد عدد معاملات الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى بمصفوفة الارتباط Correlation Matri .

هدف التحليل العاملي: يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتباط إلى عدد أقبل من العوامل. فمثلاً إذا كان لدينا

معاملات ارتباط لستة اختبارات فمعنى ذلك أننا لدينا ستة متغيرات ترتبط بعضها ببعض ويبلغ مجموع هذه الارتباطات ١٥ خمسة عشر معامل ارتباط وذلك باستخدام القانون الآتي:

$$\frac{\dot{v} \times \dot{v} - 1}{v}$$
 (حيث $\dot{v} = acc$ الاختبارات).

و بالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد النتيجة =

$$10 = \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{1 - 7 \times 7}{\gamma}$$

وفي التحليل نحاول رد هذه الارتباطات إلى عدد أقل من العوامل والتي تكون عادة ثلاثة عوامل أو عاملين على أكثر تقدير وذلك في حالة المثال السابق أيضاً وذلك على أساس أن كل اختبارين أو ثلاثة يمثلون عاملاً واحداً. ويوضح كلامنا السابق المثال الآتى:

«إذا طبقنا ٢٢ اثنين وأربعين اختباراً على مائتين من الأفراد فإنه سيكون لدينا ٨٤٠٠ (٢٠ × ٢٠٠) ثمانية آلاف وأربعمائة درجة. ودرجات الأفراد هذه اختصارها إلى ٧٨٠ معامل ارتباط حسب المعادلة السابقة.

 $\frac{13 \times 73 - 1}{7} = \frac{13 \times 13}{7} = \frac{109}{7} = 171$ وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلاً عملياً فإننا نصل أربعة عشر عاملاً حيث يتفق العامليون أن كل ثلاثة اختبارات تمثل عاملاً واحد فيكون في مثالنا $\frac{1}{7} = 11$ تقريباً.

مثال تطبيقي:

ممكن أن نأخذ مجال الاختيار المهني كمثال للإِجراءات التي تسبق استخدام التحليل العاملي ويستفاد بها في البحوث استفادة تطبيقية وذلك على النحو الآتى:

١ ـ تبدأ الدراسة العاملية لقدرة من القدرات المتطلبة في اختيار العمال

لمهنة من المهن بعدة فروض يتضمن كل فرض من هذه الفروض ناحية معينة من نواحي تلك القدرة (كالقدرة الحركية مثلاً تتضمن نواحي مثل: مهارة. الأصابع مهارة اليد_زمن الرجع . . . إلخ). والتي كشف تحليل العمل Job Analysis لهذه الوظيفة أو المهنة أنه متطلب للقيام بواجباتها.

٢ ـ بعد ذلك يتم تحديد الاختبارات اللازمة لقياس تلك النواحي من نواحي القدرة ويكون ذلك بتمثيل كل ناحية بثلاثة اختبارات. فالقدرة العددية لا بد أن يمثلها ثلاثة اختبارات مثل الجمع والضرب... إلخ. ونتائج التحليل هي التي ستحدد أكثر الاختبارات تشبعاً بهذه القدرة.

٣ ـ بعد تقنين الأدوات السابقة بإعداد التعليمات والزمن والثبات والصدق الخاص بها يتم تطبيقها على عينة من الأفراد لا يقبل عددهم عن مائتين وذلك لكي نصل إلى عوامل لها دلالة كها يذهب المتخصصون. ولكن من المعتقد أن هذا الشرط لا يمكن الوفاء به وخاصة عند دراسة بعض الظواهر المرضية كما أنه من ناحية أخرى يمكن للباحث أخذ عينات تتمشى مع ظروفه وإمكانياته من حيث العدد وعليه بعد ذلك التأكد من دلالة الارتباطات المستخرجة.

٤ ـ تطبيق الاختبارات على العينة ثم يتم إيجاد معاملات الارتباط بين بعضها البعض فلو فرض أننا لدينا ٦ ست اختبارات طبقت على ثلاث أفراد على النحو الآتى:

(7)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(1)	ق
مفردات	معلومات	رجع	لفظي	عددي	ذاكرة	
1	٤	۲	٤	٤	۲	1
٣	٣	1	٥	٣	٣	۲
٥	٥	۲	٣	۲	٣	٣

فإننا نحصل على معاملات الارتباط الآتية:

أولاً: معاملات الارتباط بين ٢،١ ثم ١،٣ ثم ١،٤ ثم ١،٥ ثم ٦،١. ثانياً: معاملات الارتباط بين ٢،٣ ثم ٢،٤ ثم ٢،٥ ثم ٢،٢.

ثالثاً: معاملات الارتباط بين ٣، ٤ ثم ٣، ٥ ثم ٣، ٦.

رابعاً: معاملات الارتباط بين ٤، ٥ ثم ٤، ٦.

خامساً: معاملات الارتباط بين ٥، ٦.

وتمثل معاملات الارتباط السابقة مصفوفة الارتباط الأولى والتي يتم من خلالها الحصول على العوامل المختلفة.

٥ ـ إن أبسط الاختبارات ما كان مشبعاً بعامل واحد وأعقدها ما كان مشبعاً بأكثر من عامل، ولما كان التحليل العاملي يهدف إلى فصل العوامل فإن الاختبارات المعقدة تعوق عملية الفصل وتعوق أيضاً عملية تدوير المحاور.

نظرية العاملين في التحليل العاملي (*)

١ ـ نبعت بذور التحليل العاملي من بحوث وتجارب سبيرمان عام ١٩٠٤
 حيث قام بحساب الارتباطات بين الاختبارات وانتهى منها إلى النتيجتين :

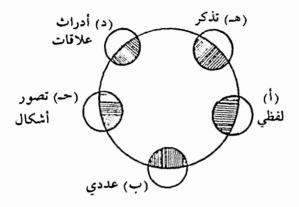
أ ـ وجود عامل عام يدخل في جميع العمليات العقلية ويرمز له بالرمز "g" اختصاراً لـ : General Factor .

ب ـ وجود عامل خاص تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمز له بالرمز "S" اختصاراً لـ : Specific Factor .

ولقد سمى سبيرمان نظريته بنظرية ذات العاملين Two Factor ". ". ويبين الشكل التالي هذا الكلام ".) .

^(*) أنظر بالتفصيل: د. سيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ النهضة العربية ـ ١٩٧٠.

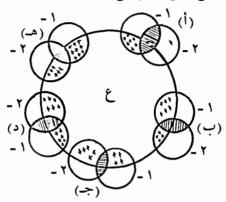
شكل يبين نظرية العاملين لسبيرمان



فنجد في الشكل السابق أن مجموعة القدرات: (أ) اللفظي، (ب) العددي، (ج) تصور الأشكال، (د) إدراك علاقات، (هـ) تذكر، تشترك جميعاً في وجود عامل (ع) يربط بينها وبين بعضها البعض (يصور ذلك في الشكل الجزء داخل الدائرة). كما أن كل قدرة من هذه القدرات تختلف في جانب منها عن باقي القدرات (يصور ذلك في الشكل أجزاء الدوائر الصغيرة خارج الدائرة الكبيرة).

Y - وفي عام ١٩٠٩ قام سيرل بيرت Cyril Burt بإعادة ما أجراه سبيرمان من تجارب في محاولة منه لاختبار ما توصل إليه فوجد أن معالجته الإحصائية والتي تمخضت عنها الكثير من معاملات الارتباط يعكس أن ما استخدمه من اختبارات يظهر على هيئة مجموعات يربط بين كل مجموعة عوامل مشتركة بين المجموعة الواحدة بالإضافة إلى العامل العام المشترك بين جميع الاختبارات. كما في الشكل الآتي:

شكل يبين العوامل المشتركة لدى بيرت



ويتضح من الشكل السابق أن بين كل مجموعة من مجموعات الاختبارات أ، ب، ج، د، هـ توجد عوامل مشتركة بينها وبين بعضها البعض بالإضافة إلى وجود عامل عام يربط بين الاختبارات (٢،١) جميعاً في (٤).

٣ ـ و بعد ذلك جاء ثرستون صاحب الطريقة المركزية فذهب إلى أن العمليات العقلية تنقسم إلى مجموعة من العوامل المستقلة ، واستبعد في بادىء أمره وجود عامل عام إلا أنه عاد واعترف بوجوده .

(١) طريقة الجمع البسيط Simple Summation M.

1 ـ صاحب هذه الطريقة من طرق التحليل العاملي عالم النفس المعروف سيرل بيرت. ويذهب إلى أنه بعد الحصول على معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفة يتم معرفة تشبع Saturation هذه الاختبارات بالعامل العام وذلك على النحو الآتي:

^(*) أنظر المرجع السابق أيضاً.

٤	٣	۲	1	
(٤٠١)	(٣٠١)	(۲۰۱)	(1.1)	١
(£•Y)	(٣٠٢)	$(\Upsilon \cdot \Upsilon)$	1.7	۲
(٤٠٣)	$(\mathbf{r} \cdot \mathbf{r})$	7.4	1.4	٣
(۲. ٤	۲۰٤	١٠٤	٤

١ ـ والخطوة السابقة تمثل تكوين مصفوفة الارتباط الأولى.

Y = 0 الخطوة الثانية تتمثل في جمع الصفوف على النحو الآتي: مجموع العمود الأول = 1.1 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7 مجموع العمود الثاني = 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7 مجموع العمود الثالث = 1.7 + 1.7

٣ ـ والخطوة الثالثة تتمثل أيضاً في جمع مجموع الأعمدة ويكون ذلك
 على النحو الآتي :

بحد العمود الأول + بحد العمود الثاني + بحد العمود الثالث = العمود الرابع .

٤ ـ بعد ذلك يتم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع الأعمدة المستخرج
 من الخطوة رقم ٣.

وتتمثل الخطوة الأخيرة في قسمة مجموع كل عمود على الجذر التربيعي ويكون خارج القسمة هو تشبع كل اختبار بالعامل العام. ويجب أن يكون مجموع التشبعات بالعامل العام مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

مثال:

فيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى بين مجموع مكونة من ستة اختبارات تمثل مجموعة من القدرات.

«جدول مصفوفة الارتباط الأولى»

(7)	(0)	(٤)	(٣)	(Y)	(1)	
متشابهات	فهم	مفردات	ذاكرة	عددي	لفظي	
٠,٦٥	٠,١٥	٠,٥٩	•, ۲۲	٠,١٣	(,70)	1
٠,٠٩	٠,٦٠	•,•0	٠, ٤٥	(,7')	, ۱۳	۲
٠,١١	٠,٥٦	٠,١٤	(,07)	, ٤0	, ۲۲	٣
٠,٧١	•,14	(,٧١)	, ۱ ٤	, • 0	, ०९	٤
•, * *	(,,)	, ۱ ۲	, 07	,٦٠	10	٥
(,٧١)	, ۲۲	,٧١	, ۱۱	٠, ٩	, ٦٥	٦

1 - ويلاحظ أن مصفوفة الارتباط السابقة لكي تكون صالحة لعمل المعالجات الإحصائية الخاصة بالتحليل العاملي عليها فلا بد من إكمالها وذلك بوضع الارتباطات الموجودة في الصف الأول في العمود الأول على النحو الآتي: معامل الارتباط بين ١، ٢ يوضع في العمود في مكان ٢، ١ ومعامل الارتباط بين ١، ٣ يوضع في العمود في مكان ٣، ١ وهكذا باقي العمود ثم العمود الثاني . . . إلخ .

Diagonal عيد النه بالإضافة إلى ذلك نجد أن الخلية القطرية Diagonal وهي معامل الارتباطبين الاختبار ونفسه (١، ١ - ٢، ٢ - ٣، ٣ - ٤، ٤ - ٥، ٥ - ٦) قد تركت خالية. ويرى بيرت Burt ميلاً هذه الخيلايا بعاملات تقديرية، أما ثرستون Thurstone فيرى ملاً هذه الخلايا بأكبر معامل ارتباط في الصف أو في العمود.

١ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط السابقة نجد استكمالها ووضع
 معاملات الخلية القطرية حسب طريقة ثرستون لسهولتها عن طريقة بيرت.

٦	•	٤	٣	Y	1	
٠,٦٥	٠,١٥	٠, ٥٩	•, ۲۲	٠,١٣	(• , ٦ •)	1
٠,٠٩	٠,٦٠	٠,٠٥	٠,٤٥	(',')	٠, ١٣	۲
.,11	٠,٥٦	٠,١٤	(', 07)	٠, ٤٥	٠, ٢٢	٣
٠,٧١	٠,١٢	(*, ٧١)	٠,١٤	٠,٠٥	٠, ٥٩	٤
•, * *	(*,70)	٠,١٢	٠,٥٦	٠,٦٠	٠,١٥	٥
(•,٧١)	٠, ٢٢	٠,٧١	٠,١١	٠,٠٩	٠,٥	٦
(٢, ٤٩)	۲,۲٥	۲,۳۲	۲,۰٤	1,97	7,49=	مجموع ر

مجـ ر = ١٣,٤١ ثم يحسب \ مجـ ر = ١٣,٤١ تم يحسب

التشبع بالعامل العام = ۲۰, ۱۸، ۱۳۰, ۱۳۰, ۱۳۰, ۲۸، ۲۸،

وفيما يلى الاختبارات وتشبعاتها على العامل العام الأول.

رقم الاختبار	الاختبار	التشبع
١	لفظي	٠,٦٥
۲	عددي	•, 0 ٢
٣	حسابي	٠,٥٦
٤	مفردات	٠,٦٣
٥	سلاسل أعداد	٠,٦١
٦	متشابهات	٠,٦٨

ويلاحظ أن مجموع تشبعت العامل العام = ٢٥,٠٠ + ٥,٠٠ + ٥,٠٠ + ٠,٦٣ + ٣٠,٦٠ + ١,٠٠ وهو نفس قيمة الجذر التربيعي.

٢ ـ وفيما يلي الجدول النظري القائم على أساس تشبعات العامل
 الأول.

«جدول نظرى قائم على أساس تشبعات العامل الأول»

$$(0,7,1)$$
 (۱۲,۰) (۲,۰) (۲,۰) (۱۲,۰) (۱۲,۰) التشبعات

$$(\cdot, \xi 7)$$
 $\cdot, \xi 1$ $\cdot, \xi \gamma$ $\cdot, \gamma \Lambda$ $\cdot, \gamma \Lambda$ $\cdot, \xi \xi$ γ $(\cdot, \gamma \Lambda)$

ويتم اعداد الجدول النظري السابق كما يلي:

أ ـ يتم ضرب التشبع على الاختبار الأول في نفسه ويوضع الناتج بين قوسين مكان الخلية القطرية (بين ١،١) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع الاختبار الثاني (٦٥,٠ × ٢٥,٠) ويوضع الناتج (٣٤,٠) في ١، ٢ وهكذا باقي الاختبارات.

u يتم ضرب تشبع الاختبار الثاني في نفسه أيضاً (٥٢, ٠ × ٢٥, ٠) ويوضع الناتج بين قوسين في مكان الخلية القطرية (بين ٢ ، ٢) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع نفس الاختبار الثالث (٥٢, ٠ × ٥٦, ٠) ويوضع الناتج (٢٩, ٠) في ٢ ، ٣ وهكذا باقي الاختبارات.

جـ يتم تكرار الخطوة السابقة بالنسبة لباقي تشبعات الاختبارات.

د ـ يتم وضع الارتباطات التي في الصفوف في الأعمدة كما في الخطوة الأولى .

٣ ـ وبعد ذلك يتم طرح الجدول النظري من جدول مصفوفة الارتباط الأولى. وذلك بطرح الارتباطات الموجودة في الصف الأول في الجدول النظري من الارتباطات المقابلة لها في الصف الأول من مصفوفة الارتباط الأولى. وهكذا الصف الثاني ثم الصف الثالث. . . إلخ.

وفيما يلي جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة - الارتباط الأولى.

٣	0	٤	٣	۲	1	
٠,٢١	·, Yo_	٠,١٨	٠,١٤_	٠, ٢١ _	(*, ٢٣)	١
۰,۲٦ -	٠, ٢٩	٠, ٢٧ _	٠,١٦	(*,٣٣)	٠, ٢١ _	۲
٠, ٢٧ -	•, ۲۲	٠,٢١_	(·,Yo)	٠,١٦	٠,١٤_	٣
٠, ٢٨	۰,۲٦_	(*,٣١)	٠,٢١_	· , YV _	٠,١٨	٤
٠, ١٩ _	(*, \)	٠,٢٦_	٠, ٢٢	٠,.٢٩	· , Yo _	٥
(*, 40)	٠,١٩_	٠, ٢٨	٠, ٢٧_	٠,٢٦_	٠, ٢١	7

«جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة الارتباط الأولى».

٤ ـ وبعد ذلك يتم ترتيب جدول البواقي السابق بحيث يتم وضع الاختبارات ذات البواقي الموجبة الإشارة بجوار بعضها والاختبارات ذات البواقي السالبة الإشارة بجوار بعضها، وذلك كما يتضح في الجدول الآتي:

٥	٣	۲	٦	٤	١	
٠, ٢٥_	٠,١٤ -	۲ • , ۲۱ _	٠,٢١	٠,١٨	٠, ٢٢	١
٠,٢٦_	٠,٢١_	٠, ٢٨_	٠,٢٨	٠,٣١	٠,١٨	٤
٠,١٩_	٠,٢٧_	·, ۲۸_	٠,٢٥	٠, ٢٨	٠,٢١	٦
٠, ٢٨	٠,١٦	٠,٣٣	٠, ٢٦'_	٠, ٢٨_	٠,٢١_	۲
٠, ٢٢	٠,٢٥	٠,١٦	٠, ٧٧_	٠,٢١_	٠,١٤_	٣
٠, ٢٣	•, ۲۲	٠,٢٢	٠, ١٩_	·, ۲۸ _ ·, ۲۱ _ ·, ۲٦ _	٠, ٢٥_	٥

«جدول ترتيب البواقي حسب الإشارات».

ويلاحظ أن جدول ترتيب البواقي قد انقسم إلى أربعة أقسام:

١ ـ القسم الأيمن الأعلى وإشاراته موجبة.

٢ _ القسم الأيمن الأسفل وإشاراته سالبة.

٣ ـ القسم الأيسر الأعلى وإشاراته سالبة.

٤ ـ القسم الأيسر الأسفل وإشاراته موجبة.

كما يلاحظ أيضاً أنه يجمع الصف الأول نجده مساوياً لمجموع العمود الأول. ومجموع الصف أو العمود يساوي صفراً.

- و بعد الخطوة السابقة يتم عمل عكس للإشارات حتى يكون القسم الأيمن للجدول السابق (جدول ترتيب البواقي) موجب الإشارة وفي هذه الحالة يتم عكس إشارات القسم الأيمن الأسفل ليكون كله موجباً. ثم يتم أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب الإشارة. وبإتمام هذه الخطوة يمكن استخراج العامل الطائفي (بإجراء نفس الخطوات التي تمت في مصفوفة الارتباط الأولى واستخراج من خلالها العام) ويصبح شكل الجدول كما يلي:

. 0	٣	Y	٦	٤	١	
٠,٢٥_	٠,١٤_	٠,٢١_	٠,٢١	٠,١٨	٠,٢٢	١
- ۲۲ ,	٠,٢١_	٠, ٢٨_	٠,٣٨	٠,٣١	٠,١٨	٤
٠,١٩_	• , ۲۷ _	- ۲٦ ,	٠,٢٥	٠, ٢٨	٠,٢١	٦
٠,٢٨_	٠,١٦_	٠,٣٣_	٠,٢٦	٠,٢٨	٠,٢١	۲
٠,٢٢_	٠,٢٥_	٠,١٦_	٠,٢٧	٠,٢١	٠,١٤	٣
٠,٢٣_	٠, ٢٢_	٠, ٢٨_	٠,١٩	٠,٢٦	٠,٢٥	٥
١,٤٣_	1, 40-	1,07_	١,٤٥	1,07	١, ٢٢=	 مجەس
••,•1-=	= £ , Y ·	-		٤,١٩	+	

التشبعات = ٤٢,٠٠، ٥٠,٠٠، ٥٠,٠٠، - ٣٤,٠٠، - ٤٨،٠٠ ومن الخطوة السابقة نجد أن تشبعات الاختبارات على النحو الآتي:

التشبع	الاختبار	*رقم الاختبار
٠, ٤٢	لفظي	١
٠,٥٢	مفردات	٤
٠,٥٠	متشابهات	٦
·, • Y _	عددي	۲
٠, ٤٣_	حسابي	٣
٠,٤٨_	سلاسل أعداد	٥

⁽١٠) بصرف النظر عن الإشارة.

٦ - ويتم توضيح نتيجة التحليل العاملي بطريقة الجمع البسيط على النحو الآتى:

القطبي	العامل	التشبع بالعامل	الاختبارات	رقم
	+	العام		,
	٠,٤٢	٠,٦٥	لفظي	- ۱
٠,٥٢		٠,٥٢	عددي	_ Y
٠,٤٣		٠,٥٦	حسابي	- ٣
	٠,٥٢	٠,٦٣	مفردات	٤ _
٠,٤٨		٠,٦١	سلاسل أعداد	_0
	٠,٥٠	٠,٦٨	متشابهات	٦-٦
	<u></u>			

٧ ـ كما يتم عمل التفسير النفسي للعوامل من خلال البحوث والدراسات السابقة التي تناولت هذه الاختبارات بالدراسة ونجد في الجدول الموجود في (٦) أنه نظراً لأن الاختبارات الستة مشبعة تشبعاً كبيراً بالعامل العام وهذه الاختبارات كلها اختبارات معرفية فهناك احتمال كبير بأن هذا العامل هو الذكاء العام أو القدرة العقلية العامة. أما العامل القطبي فيبدو أن يقسم بطارية الاختبارات إلى قسمين قسم موجب وقسم سالب. يتضمن القسم الموجب مجموعة من الاختبارات ذات طبيعة واحدة أي، تقيس وظائف واحدة ومن نفس النوع. ويتضمن القسم السالب مجموعة أخرى من الاختبارات ذات طبيعة مختلفة عن الاختبارات السابقة.

تمارين

١ - حلل مصفوف الارتباط الآتية مستخرجاً العامل العام والعامل القطبي:

ب جـ د هـ و ۲۰,۰۰ ،۱۰ ،۲۰ ،۲۰ ،۷۰ ۱,۱۰ ،۳۰ ،۶۰

. . .

.,10

٢ ـ حلل مصفوفة الارتباط التالية:

7 0 £ W Y \
•, 70 •, •, • •, 11 •, V1 •, YY
•, 10 •, 7 •, 07 •, 1Y
•, 09 •, • •, 12
•, 17 •, 2

(٢) الطريقة المركزية

Centroid Method

تعتبر الطريقة المركزية التي كونها ثرستون (١٩٣٧) من أكثر الطرق شيوعاً واستخداماً في البحوث كما أنها مبنية على الجمع البسيط، وتتطلب مجهوداً أقل في حسابها وفيما يلي خطوات هذه الطريقة:

أ ـ خطوات حساب التشبعات المركزية الأولى:

تقدر الاشتراكيات على أساس أنها تكون مساوية لأعلى معامل ارتباط للاختبار مع أي متغير آخر في مصفوفة الارتباط بصرف النظر عن الإشارة المصاحبة لأعلى معامل ارتباط في العمود.

٢ ـ جمع كل عمود جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلايا القطرية ووضعه
 في العمود الأول تحت المصفوفة .

٣ - جمع كل صف جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلية القطرية ووضع المجموع في الصف الأول على يسار المصفوفة ويجب أن يكون هذا المجموع في نهاية كل من الصف والعمود واحداً وهذه وسيلة المراجعة لهذه الخطوة.

٤ ـ تجميع الاشتراكيات المقدرة لكل متغير على مجموع العمود لهذا
 المتغير ويوضع في الصف الثاني تحت المصفوفة .

 هـيتم جمع الصف السابق للحصول على المجموع الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول.

٦ ـ يتم استخراج الجذر التربيعي لهذا المجموع.

٧ ـ يتم قسمة كل قيمة في الصف على الجذر التربيعي للحصول على
 العامل المركزي الأول والذي يتمثل في القيم الناتجة لهذه الخطوة والتي تم
 وضعها في الصف الأخير.

٨ ـ كنوع من المراجعة الجزئية ينبغي أن يكون مجموع التشبعات على
 العامل المركزي مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

٩ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى وحساب تشبعات العامل
 المركزى الأول:

والنتائج التي سنستعرضها في خطوات الطريقة المركزية هي نتائج دراسة الماجستير التي قام المؤلف بإعدادها عام ١٩٦٩ وعنوانها:

«دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب».

ولقد تم في هذه الدراسة إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية المقننة والتي أعدت بناء على نتائج تحليل العمل لمهنة الدلفنة بشركة الحديد والصلب بحلوان ثم طبقت على عينة من عمال خط إنتاج الدلفنة (الاسم الشائع الدرفلة) وبعد ذلك أجريت معاملات الارتباط اللازمة بين هذه الارتباطات للتوصل لهدف هذه الدراسة وهو: إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية التي تقيس القدرات المتطلبة في هذه المهنة.

7 ٠, ٢٦ ; :1

وفيما يلي تشبعات الاختبارات على العامل المركزي الأول:

التشبع	الاختبار	ر ق م	التشبع	الاختبار	رقم
٠, ٤٩	نقر متسع	_ 9	٠,٠٥	قوة يدين	-١
٠, ٢٧	زمن رجع عام _.	-1.	٠,٢٠	مثابرة عضلية يمنى	- ۲
٠,٥٦	تتبع تصویب (۱)	- 11	٠, ٢٦	مثابرة عضلية يسرى	-٣
٠,٤٧	تتبع تصویب (۲)	-17	٠,٧١	تمييز إدراكي	_£
٠,٠٩	تصویب (جهاز)	- 17	٠,٥٤	تتبع تمييز	ه ـ
٠, ٤٤	ثبات (ورقة وقلم)	-18	٠,٤١	تمييز علامات	٦-
٠,١٤	ئبات يد	-10	٠, ٢٤	إدراك اختباري	-٧
٠,٠٧	تآزر يدين	- 17	٠,٥٦	۔ وضع علامات	-^
1.17	رأي المشرف	- 17			

ب ـ حساب مصفوفة البواقى:

١ ـ يلزم لذلك إعداد جدول للمصفوفة وترقم الأعمدة والصفوف.

٢ ـ توضع كل من التشبعات في العامل الأول (بدون إشارة) فوق الرقم المقابل لكل متغير في العمود وكذلك بالنسبة للصف. وحينما تستخدم تشبعات العامل في حساب البواقي تعتبر كل هذه التشبعات موجبة بصرف النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل. ويتم ضرب التشبعات بنفس صورة طريقة الجمع البسيط وبهذا يتكون الجدول النظري.

٣ ـ تحسب الارتباطات الباقية بطرح الناتج من تشبعات العامل في العمود والصف بالجدول النظري من الخلية المقابلة في مصفوفة الارتباط الأولى ويوضع الناتج في الخلية المقابلة في مصفوفة البواقي الجديدة (أي تطرح خلايا الجدول الناتج من حساب تشبعات العامل الأول من خلايات

مصفوفة الارتباط خلية خلية وتوضع في تلمكان لها).

٩ ـ تعتبر القيم المتبقية في الخلايا القطرية مساوية للقيم السابق تقديرها لهذه الخلايا مطروحاً منها مربع تشبعات العامل على كل متغير.

هـ ينبغي أن يكون حاصل الجمع الجبري لكل عمود أو صف في مصفوفة الارتباط المتبقية مساوياً للصفر (أو قريب منه نتيجة التقريب في العمليات الحسابية) ويتخذ هذا بمثابة مراجعة جزئية لدقة الحساب.

٦ ـ ويبدأ من هذه الخطوة عملية استخراج التشبعات للعامل التالي بنفس الطريقة السابقة في استخراج تشبعات العامل الأول من مصفوفة الارتباط الأولى فيما عدا أنه من الضروري عكس بعض المتغيرات وإعادة تقدير الاشتراكيات لكل اختبار في كل مصفوفة من مصفوفات البواقي. ينبغي أن يعاد تقدير الاشتراكيات بوضع أعلى معامل ارتباط متبقي في كل عمود بصرف النظر عن إشارة معامل الارتباط الذي استخدم في تقديره. وهذه الاشتراكيات المعاد تقديرها لن تستخدم إلا في الخطوة رقم (١١) من القسم التالي (جـ) عند استخراج تشبعات العامل الثالث.

وفيما يلي جدول بواقي العامل الأول.

```
₹
, 하 귀도 귀귀되그 그 귀하그 그 ㅎ 이 히
 , 이기는 피기는 6 : 기루 그 기
                      ī
     , 4 1 5 4 4 6 11 2 11 21 11
      , ^ ^ 그 : 리크 씨의 티시
       . 김 . . . 키 리 : 신 리 티
        , ፣ 5 키니디디니디
          , ; 기기시키이구
           , : = 기신기:
            , 기취되수 7
             , ? 기 기 이
               . 하기 기
                   اذ
```

وفيما يلي التشبع على العامل المركزي الثاني والمستخرج من بواقي العامل الأول:

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
٠,٣٩	نقر متسع	ے ۹	٠,١٨_	قوة يدين	- 1
٠, ٢٧	زمن رجع عام	- 1 •	٠,٣٨_	مثابرة عضلية يمنى	_: Y ;
٠,٣٩	تتبع تصویب (۱)	- 11	٠ , ٤٠٠ _	مثابرة عضلية يسرى	_٣
٠, ٢٣	تتبع تصویب (۲)	- 17	٠,١٠	تمييز إدراكي	٤
٠,٥٥_	تصويب	- 18	٠,٣٣	تتبع مميز	_0
٠,٢١	ثبات	- ١٤	٠, ٢٤ _	تمييز علامات	-٦
۔ ۳۱ -	ئ بات يد	-10	٠, ٢٤	إدراك اختياري	_٧
٠,١٠_	تآزر يدين	- 17	٠,٢١	وضع علامات	_ ^
٠, ١٣_	رأي المشرف	_ \٧			
		<u>.</u> :			

جـ الانعكاس (عكس الإشارات):

إذا كان أي من مجاميع الأعمدة (مع حذف القيم القطرية) في مصفوفة البواقي سلبياً يكون من الضروري أن نعكس إشارات الصفوف والأعمدة المقابلة له في مصفوفة البواقي ويكون هذا هو الحال عادة في كل مصفوفات البواقي في العوامل المركزية والهدف من عملية الانعكاسات هذه هو جعل المجموع الجبري الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول موجبة بقدر الإمكان وينبغي أن يكون ذلك بإتباع الخطوات التالية:

١ - تجمع الأعمدة ويوضع حاصل جمعها على يسار صف المجاميع.

٢ ـ يختار العمود الذي به أكبر مجموع سلبي وينقـل مجمـوع هذا

العمود في الصف التالي مباشرة مع تغيير إشارته إلى موجبة ويرمز لهذا الصف برقم المتغير المنعكس.

٣ ـ توضع علامة أمام العمود المنعكس وكذلك فوق الصف المقابل له
 لكى تدل على أن هذا المتغير قد عكس .

٤ ـ تضاعف قيمة الباقي في الصف المنعكس وبالنسبة للعمود الذي عكس وتغير إشارته وتجمع هذه القيمة على مجموع العمود ثم يدخل المجموع الجديد في الخلية المقابلة في الصف التالي الذي يرمز إليه برقم العمود _ المنعكس.

7 ـ بعد أن نحصل على كل القيم في هذا الصف الجديد بتلك الطريقة تجمع هذه القيم وإذا كان الحساب صحيحاً فإن مجموع هذا الصف ينبغي أن يكون مساوياً لمجموع الصف السابق مضافاً إليه أربعة أضعاف مجموع العمود الذي سبق عكسه. ويجب أن تتأكد من نتيجة هذه المراجعة بالنسبة لكل صف قبل إجراء الانعكاس التالى.

٦ ـ إذا كان مجموع من المجاميع الجديدة للأعمدة سلبياً يختار أعلى
 هذه الأعمدة في المجموع السلبي باعتباره العمود التالي الذي يجب عكسه.

٧ - تكرر العملية الموجودة في الخطوات من ١ - ٤ وذلك باستخدام المجاميع المعدلة للأعمدة في الصف السابق بدلاً من المجاميع الأصلية للأعمدة. ومع هذا فإنه لا تعكس إشارات الأعمدة التي سبق عكسها مرة قبل إضافة القيم المضعفة.

٨ ـ إذا حدث أثناء عملية الانعكاس أن عكس عمود ما والصف المقابل له أكثر من مرة في نفس المصفوفة فبالنسبة للانعكاس الأول والثالث (أو أي رقم فردي) ينبغي أن تغير إشارة القيمة المضاعفة قبل أن نضيفها إلى

المجموع المعدل للعمود كما في الخطوة رقم (٤) وأما بالنسبة للانعكاس الثاني أو أي رقم زوجي فإن إشارة القيمة المضاعفة تبقى كما هي عند الإضافة.

٩ ـ يظل الاستمرار في عملية الانعكاس حتى تصبح كل مجاميع الأعمدة صفراً أو إيجابية ويتم في كل صف تطبيق المراجعة المذكورة في الخطوة (٥).

 ١٠ ـ يتم تغيير إشارات القيم في مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة البواقي كما يلي:

أ ـ تعكس إشارات كل القيم في الصفوف المنعكسة التي ليست في الأعمدة المنعكسة .

ب ـ تعكس إشارات كل القيم في الأعمدة المنعكسة التي ليست في الصفوف المنعكسة.

١١ ـ نحصل حينئذ على التشبعات بالنسبة للعامل التالي بالخطوات السابقة.

١٢ ـ توضع التشبعات في العمود المخصص لها في مصفوفة تشبعات العوامل المركزية أمام العامل المركزي الثاني.

١٣ ـ تجدد إشارات التشبعات المركزية كما يلي:

أ ـ تكون إشارة العامل الذي عكس من واحدة أو عدداً فردياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

١٤ ـ نحصل على مصفوفة البواقي الثانية وما يليها من مصفوفات البواقي بنفس الإجراءات التي استخدمت في الحصول على مصفوفة البواقي الأولى.

10 ـ يمكن أن نحصل على مراجعة لصحة تشبعات العامل بإعادة استخراج الارتباطات من تشبعات العامل والفروق بين الارتباط الأصلي والارتباط المعاد استنتاجه ينبغي أن يكون مساوياً للارتباطات المتبقية المقابلة في مصفوفة البواقي الناتجة من استخراج آخر عامل مركزي.

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثاني وحساب تشبعات العامل المركزي الثالث:

기기 > 이 기구 * > < : 그 : 귀피기 6 ₹ , 그 : 글 : 귀그 6 씨 : 글 씨리는 되신 , 씨그 > ㅋ 회 : 그 : ㅋ 죠 ㅠ 레 긔 퀴 - 워드기위하하게워킹리슈ㅋ그 = - 기위 : > 게디티리 : - : · 주 취취도 최종 취취 : , 귀씨되하 ; 기 , 기유 기계기지 1 11: 11: 11: . 국 :11기기 . 5 6 뒤

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي الثالث المستخرجة من مصفوفة بواقي العامل الثاني.

التشبع	الاختبارات	ر ق م	التشبع	الاختبارات	رقم
۰,۳۰	نقر متسع زمن رجع عام	_ 9 _ 1 •	•,1	قوة اليدين مثابرة عضلية يمنى	-1 -Y
·, ۱۷ ·, ۲۱ –	رس ربح عم تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲)	-11		مثابره عضلیة یسری تمییز إدراکی	- r - r - £
·, ۱۷ ·,۳۷_	نتبع تصویب تصویب ثبات	1	·, ٤٧_	تتبع مميز · تتبع مميز · تمييز علامات	_0
٠, ٤٢_	ثبات يد	- 10	٠,١٠٠	ادراك اختياري وضع علامات	; -Y
·, 1٤ - ·, ٢٣	تآزر يدين رأي المشرف	- 17 - 17	[وضع عاد مات	/, - ^

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثالث وحساب تشبعات العامل الرابع:

```
, 그 그 그 기 기 기 : 그 A 기 귀 기 도 키 = =
 . ㅋ : 리기그 테디씨기기하다 네ㅠ
    · 시< - 되쉬 - : : 하 # 쉬쉬 :
      . ㅋ 강성되시= = 의기 : : =
       , 4 1 4 6 2 2 2 4 4 1 1
         . . . 시기시기 귀기 기기
          1 = 61: = = = = = = = =
            · 귀치귀> = 귀귀기
              ・ニュニュニムコ
               . 김기귀: 그 두
                 . 기기# 4 3
                  , 그 기 기 기
                    . 김기치
                       . 3
```

وفيما يلي تشبعات العامل الرابع المركزي والمستخرجة من مصفوفة العامل الثالث.

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	ر قم
·, ۲۸ ·, ٤٦ ·, ۱۳ ·, ۱۸ - ·, ۱۳	نقر متسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات	-9 -10 -11 -17 -18	, 1V, · - · 3, · 77, · 71, · 12, ·	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تمييز علامات	-1 -Y -۳ -8 -0
·, ۱۸_ ·, ۱۸_	ثبات يد تآزر يدين رأي المشرف	- 10 - 17 - 17	٠,١٧_	إدراك اختياري وضع علامات	-Y -A

وفيما يلي بواقي العامل الرابع وحساب تشبعات العام الخامس:

. 지원하다 하시하다 : 워크 6 ~ ^ > - 그 하고 하는 그 기기위치고 그 기고 신 . 씨리그 기지 리스 그 게이 신신씨= , 812 21: 4: 2 21 2 8 8 8 8 1 1 - 6 - 4 6 5 5 5 - 4 6 5 1 그 국 기 구 6 위 그 신 6 1 10 01: 27:1 1 기기를 하시되고 , 기체기 신국 , = ; 시 때

وفيما يلي العامل المركزي الخامس المستخرج من مصفوفة بواقي العامل الرابع.

التشبع	الاختبار	ر ق م	التشبع	الاختبار	ِ ر ق م
·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·, ·	نقر متسع زمن رجع عام. تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات ثبات	- 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1	·, £0_ ·, ·0_ ·, \Y_	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تمييز علامات إدراك اختياري	-1 -7 -8 2 -7
•,10	تآزر يدين	- 17 - 17	٠,١٧_	وضع علامات وضع علامات	-Λ

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الخامس وحساب تشبعات العامل السادس.

그 기구 하구 그 그 : 기사 신 < 기 = ㅋ 그 ₹ 1 , 6 2 7 4 314 2 3 3 4 2 7 6 1 4 , 심그레스 그리리그리하다 다 그 씨기되씨: 국 손 때 뭐 되고 기 - 그 씨리그리그 > : 기신리 , 그 테이 하 하 때 그 다 다니 , * 그 > | 이 : 지 : 그 : , 1: : >|> 1| 1| 1| , 10 : 4 : 1 : 1 : , 3 7 3 2 1 1 6 , 31 = 516 , = = = = =

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي السادس المستخرجة من بواقي العامل الخامس.

د ـ محكات استخلاص العوامل المركزية:

لمعرفة عدد العوامل التي علينا أن نستخلصها، من مصفوفة الارتباط نقوم بتطبيق المعادلة الآتية لتحديد الحد الأدنى من العوامل التي يتم استخلاصاً.

$$\frac{1+\dot{0}\,\dot{\lambda}\dot{V}-1+\dot{0}\,\dot{Y}}{\dot{Y}}=\frac{1}{\dot{V}}$$

حيث يدل الرمز (م) على عدد العوامل، والرمز (ت) على عدد الاختبارات. والنتيجة في حالة المثال السابق عرض مصفوفة ارتباطه الأصلية، ومصفوفات بواقية هي أن العوامل التي يتم استخلاصها بناءاً على هذه المعادلة = ١١,٣. وفي حالة عدم تمشي تلك النتيجة مع الفروض (وهو ما حدث في هذا المثال) وتسير عليه معظم البحوث هو أن عدد العوامل يجب

أن لا يزيد عن ثلث عدد الاختبارات، أي عدد الاختبارات مقسوماً على ثلاثة.

ويستخدم محك بيرت ـ بانكز Burt-Banks لتحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري فعن طريقه يمكن الوصول إلى عدد التشبعات التي ليس لها دلالة وعندما تصل إلى أكثر من ٥٠٪ من عدد الاختبارات يتم إيقاف استخلاص العوامل ومعادلة المحك هي:

الخطأ المعياري للتشبع الصفري ر =

حيث (ن) عدد الاختبارات، (ت) رقم العامل، (ن) عدد أفراد العينة.

وإلى جانب المحك السابق يمكن استخدام محك مويزر Moiser's والذي يقوم على أساس تفرطح التباين الكلي للعوامل المتتالية بحساب هـ لكل عامل ثم تمثيل العلاقة هـ (مجموع مربع تشبعات الاختبارات على العامل) والعامل المقابل لها فيتم الحصول على خطبياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطأ مستقيماً.

هـ المعادلة الأساسية للتحليل العاملى:

تنحصر المعادلة الأساسية للتحليل العاملي في قسمة حاصل جمع معاملات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الجذر التربيعي للمجموع الكلي لمعاملات الارتباط. والمعادلة كالآتي:

س = درجة تشبع الاختبار بالعامل.

مجـ س أخ = مجموع معامـالات الارتبـاط بين الاختبـار وجمـع الاختبارات الأخرى.

مجـ ر = مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي.

وفيما يلي مصفوفة البواقي النهائية .

. 그 워워크 * 그 기기 6 귀 4 * * 그 기사 ₹ . 기류 > 위속 최고 티리스 취급 취급 . 히: 그히그 그 그 히히: 씨리 7 , - 시키구 - 취수 하수 하 مصفوفة البواقي النهائية . 귀취귀< 구구 : 히 1 히싱키기누구그 , . = , 1114 , ; ; ; ; ; , =|=|=== , 기기 :

وفيما يلي تشبعات العوامل المركزية الست السابقة بعد تغير إشاراتها كما جاء في الخطوة رقم ١٣ (في الجزء جـ: الانعكاس). وقد جاء في هذه الخطوة أنه يتم تغير إشارات التبعات المركزية الست السابقة وفقاً لما يلي:

أ ـ تكون إشارة العامل الذي عكس مرة واحدة أو عدد إفرادياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من. المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

«جدول التشبعات على العوامل السنة قبل وبعد تغيير الإشارات»

النشبعاتبعدتغييرالإشارات				التش	رات	لإشاء	غيير ا	قبل ت	بعات	التشب	الاختبارات	بۇ	
٦	٥	٤	٣	۲	١	٦	0	٤	٣	۲	١	الا حبارات	مسلسل
10	٤٥	17	14	14	۰٥	10	٤٥	17	14	۱۸	٠٥	قوة اليدين	١
11	.0	٤٠	7.	٣٨	۲٠	۱۲	• 0	٤٠	۲.	77	۲٠	مثابرة يمنى	۲
۲٦	۱۷	٣٢	۲۸	٤٠	77	77	17	77	۲۸	٤٠	۲٦	مثابرة يسرى	٣
40	.0	77	77	١.	۷١	٣0	10	17	۱۳	1.	٧١	تمييز إدراكي	٤
۱۸	٤٠	49	٤٧	44	٤٥	-⊼	٤٠	49	٤٧	٣٣	٥٤	اتتبع مميز	٥
١٢	77	70	٠٨	7 £	٤١	۱۲	47	70	•*	7 2	٤١	تمييز علامات	٦
۱۸	۱۹	١٤	7.	7 £	78	۱۸	19	18	1.	7 2	7 £	إدراك اختياري	٧
١٤	۱۷	17	١٥	41	٥٦	١٤	۱۷	17	10	۲١	٥٦	وضع علامات	٨
١٨	۲.	۲۸	٣.	49	٤٩	17	۲.	۲۸	٣٠	49	٤٩	نقر متسع	٩
72	۱۲	٤٦	۱۷	77	77	٣٤	۱۲	٤٦	۱۷	77	۲۷	زمن رجع عام	١٠
١٤	19	17	77	49	٥٦	1 ٤	19	14	71	49	্০ম	تتبع تصویب «۱»	11
۰۸	۰۸	17	۱۷	74	٤٧	٠٨	٠٨	17	۱۷	74	٤٧	تتبع تصویب «۲»	١٢
1.4	77	17	44	00	۱۹۰	• 🗸	44	۱۳	77	00	٠٩	تصويب	۱۳
۱۳	1.7	۰٥	40	۲۱	٤٤	77	٠٦	-0	70	۲١	٤٤	ا ثبات	۱٤
₹₹	٧.	١٥	٤٢	77	١٤	77	۲٠	10	٤Ÿ	٣٦	١٤	ثبات مميز	١٥
11	10	77	١٤	7.	٠٧	11	١٥	77	١٤	7.	۰۷	تآزر يدين	17
40	۲۱	17	77	77	17	70	۲۱.	۱۳	74	17	17	رأي المشرف	17
					L			<u> </u>					

وفيما يلي جدول حساب قيمة الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ومن العوامل المركزية كما جاء في الخطوة ١٥ (من جـ: الانعكاس). وتتلخص هذه الطريقة في أنه لو تمكنا باستخدام البواقي بعد العامل السادس

والتشبعات على العوامل الست من الحصول على قيمة الارتباط الأصلي لدل (الارتباط الذي يقع على يسار الخلية القطرية في مصفوفة الارتباط الأولى) ذلك على دقة خطوات التحليل العاملي، وذلك إذا كان الفرق بين قيمة الارتباط الأصلي والمجموع الناتج بعد إضافة الباقي بالإشارة المعدلة لا دلالة له. وتستلزم عملية حساب قيمة الارتباط الأصلي تغيير إشارة بواقي الاختبارات التي أجرت لها الانعكاس أثناء عملية التحليل ويكون ذلك بأن تظل إشارة التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشبعات التي انعكست عدداً فردياً من المرات فتغير الإشارة الخاصة بها. وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بضرب تشبع كل اختبارين على العوامل الستة ثم يضاف هذا الناتج على قيمة البواقي بعد العامل السادس (وهنا قيمة البواقي على يسار الخلية الخلية القطرية في مصفوفة البواقي النهائي والباقي الخاص بالعملية رقم ١٧ هو باقي اختبار ١٧٠١). وبعد ذلك يتم إيجاد الفرق بين هذا الناتج بعد إضافة البواقي إليه وبين قيمة الارتباط الأصلي.

رجدول حساب الارتباط الأصلي من البواقي النهائية»

الفرق	قيمـة الارتباط الأصلي	المجمسوع الناتسج بعسد إضافة الباقي	البواقي	عدد الانعكاسات	الاختبارات	رقم
٠,٠٠٨١ _	٠,٠٥٠٠	٠,٠٥٨١	, 1	٦	۲،۲	١
, • 1 ٢٣	٠,٤٨٠٠	•, ٤٦٧٧	.,	٨	۲ ، ۳	۲
٠,٠٠٥٣	٠, ١٣٠٠	٠,١٣٥٣	•, -7••	٧	۳، ٤	۳
٠,٠٠٢٩	٠,٦٨٠٠	٠,٦٨٢٩	٠, ١٢٠٠	٥	ه ، ه	٤
٠,٠٠٢٧	٠,١٦٠٠	٠,١٦٢٧	٠,٨٠٠	٦	7 .0	٥
••,•۸٨	٠,١٠٠٠	٠,١٠٨٨	٠,٠٤٠٠	٦	۷،٦	٦
٠,٠٠٣٥	٠,١٥٠٠	٠,١٥٣٥	•, ••••	٤	۸،۷	٧
٠,٠٠٠١	٠,٣٧٠٠	٠,٣٧٠١	٠,٠٣٠٠	۲	۹،۸	٨
٠,٠٠٣٠	٠,٤٨٠٠	٠,٤٧٧٠	٠, -٩٠٠	١ ١	۱۰،۹	٩
٠,٠٠٠٤_	•,11••	٠,١٠٩٦	•, • •	٣	11 ، 1 •	١٠
٠,٠٠٦٦	•, ४٩••	٠, ٢٩٦٦	٠, ٠٤٠٠	٤	11,11	۱۱
٠,٠٠٤١_	•, ••••	٠,١٤١_	٠,٠٥٠٠	٥	17,17	۱۲
٠,٠٠١٨ _	•, ••••	٠,٠٥١٨_	•,•٦••	٥	18 . 18	14
٠,٠٠٣٤	•,17••	٠,١٢٣٤	٠,٠٦٠٠	٥	10 .18	١٤
٠,٠٠٥١_	٠,٦٠٠	٠,٠٥٤٩	٠,٠٥٠٠	٧	۱٦،١٥	10
٠,٠٠٧٤	•,•=	٠,٠٦٧٤_	٠,٠٢٠٠	٧	۲۱، ۱۷	17
٠,٠٠٣٧	٠,١٨٠٠	• , ۱۸۳۷	•,•٤••	0	۱،۱۷	۱۷

تدوير المحاور للعوامل المركزية Rotation of Axse

يذهب ثرستون إلى أن العوامل المركزية لا يمكن تفسيرها تفسيراً نفسياً الا بعد إدارة المحاور بتويل نمط التشبعات إلى التركيب البسيط Structure ويوجه سبيرمان النقد لهذه العملية حيث يقرر إدارة المحاور حتى تحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ينتج عنه تقسيم العامل العام إلى عدد من العوامل الصفرية عديمة الدلالة. ويؤيد سيرل بيرت سبيرمان إلا أن ثرستون دحض رأيهم بأن إدارة المحاور توصل لنفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة وتؤيد دراسات جلفورد وكوكس رأيه هذا.

ويحدد ثرستون معايير التركيب البسيط بخمس.

أولاً: لا بد أن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الأقل (ببساطة الاختبار).

ثانياً: يحتوي كل عمود على عدد من التشبعات الصفرية يعادل عدد العوامل على الأقل (طائفية الاختبار).

ثالثاً: إذا أخذنا أي عمودين من أعمدة التشبعات ينبغي أن يكون بهما عدد من الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بأحد العاملين فقط دون أن تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلاً لعدد العوامل على الأقل (الاقتران البسيط).

رابعاً: بالنسبة للدراسات التي تنضمن أربعة عوامل أو أكثر فيجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صغيرة جداً بأي زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها.

خامساً: كما يجب أن يكون هناك أيضاً عدد قليل من المتغيرات مشبعة بتشبعات ذات دالة لأي زوج من العوامل. وهذه المعايير السابقة تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر مما يحدث مع التدوير المتعامد.

ويورد كاتل محكات عملية التدوير على النحو الآتي بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية وهي تدوير المحاور لكي تتفق مع الاكتشافات السيكولوجية أو الإكلينيكية وذلك بمرور المحاور خلال تجمعات المتغيرات أو الأعراض المعروف وجودها في هذه الاكتشافات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل السابقة في التحليلات العاملية السابقة، ثم تدويرها لوضعها خلال مراكز التجمعات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي يكشف عنها بالتالي، وأخيراً تدوير المحاور لإنتاج تشبعات تتفق مع التوقعات النفسية العامة.

أ ـ التدوير المتعامد للعوامل المركزية:

يحتفظ التدوير المتعامد Orthogonal Rotation بالتعامد القائم بين العوامل الأصلية ويدل على أن معاملات ارتباط العوامل يساوي صفراً وذلك لما يتميز به عن التدوير المائل .Oblique R من استقلال أي عدم ارتباط المحاور وبساطة تناوله حسابياً وبالرسم البياني . كذلك فإن زواياه ثابتة بين المحاور ولا تختلف باختلاف العينة كما في التدوير المائل .

ب - المعادلة الأساسية لعملية التدوير:

تعتمد المعادلة الأساسية لعملية التدوير على جيب زاوية التدوير وجيب تمامها وذلك حسب اتجاه المحوريين كما يلى:

١- إذا كان التدوير في اتجاه عقرب الساعة Clockwise Rotation تصبح
 معادلة التدوير:

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق \times جيب تمام زاوية التدوير + ٢ بالعامل السابقة \times جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق \times جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق \times جيب تمام زاوية التدوير.

٢ ـ إذا كان التدوير في عكس عقارب الساعة Counter Clockwise
 ٢ ـ إذا كان التدوير في عكس عقارب الساعة Rotation

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق \times جيب تمام زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق \times جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق \times جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق \times جيب زاوية التدوير.

وتتلخص تلك المعادلة في الوضع الآتي وذلك تسهيلاً للعمليات الحساسة:

١ _ التدوير تجاه عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جتا (- ت ۲ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (- ت ۱ جا)

٢ _ التدوير عكس عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جتا (- ت ۱ جا). ت خ ۲ = ت ۲ جتا (+ ت ۲ جا).

تعليق:

في دراسة لنا عن «القدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب» أجرينا التدوير المتعامد للعوامل المركزية الست السابقة عرضها

استخدمنا ورق مربعات ملليمترات من النوع الشفاف رسم عليه محوري التدوير ثم قمنا بتجربة استخدامه في استخراج العوامل المدارة على النحو التالي بهدف الوصول إلى طريقة اقتصادية في التدوير من ناحية الوقت:

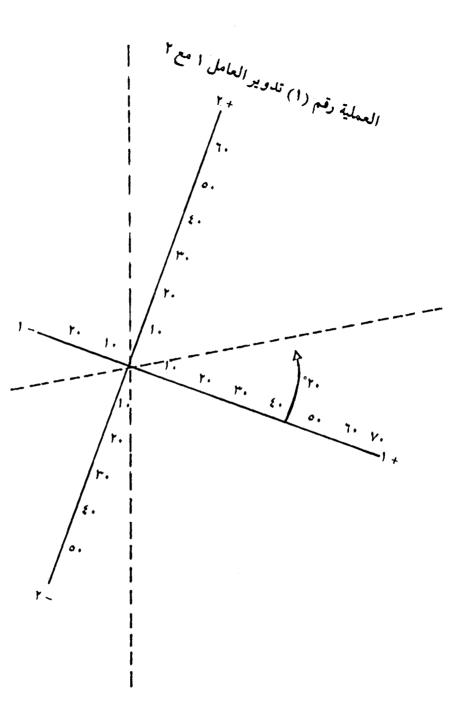
١ ـ يوضع محوري الشفاف على كل من محوري العوامل المركزية
 بعد وضع النقط التي تمثل عامل التدوير في كل عملية .

٢ ـ التأكد من ظهور العلامات التي تمثل الاختبارات على العاملين
 المراد إدارتهما.

٣ ـ إدارة ورق الشفاف بحيث يقع محوري الشفاف على مجموعة من
 النقط لتي تمثل الفرض الذي في ذهن الباحث.

٤ ـ يحسب تشبع العاملين الذي تم تدويرها حسب ظهـور النقـط في
 ورق الشفاف بعد إدارة محورها.

وفيما يلي مثالاً بيانياً لعملية التدوير ويمثل ذلك العملية الأولى في تدوير العوامل الست السابقة وذلك بالنسبة للعامل الأول والعامل الثاني أي تدوير ١ مع ٢. ويبين الخط المستقيم المتصل المحاور قبل التدوير كما يبين الخط المستقيم المتاور بعد التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة بزاوية قدرها عشرون درجة (٢٠°).



وبعد إدارة محاور العوامل المركزية تدويراً متعامداً بالصورة السابق عرضها تم الوصول للعوامل المتعامدة الست الآتية:

العامل		العامل	العامل	العامل	العامل	الاختبارات	رقم
(٢)	(°)	(٤)	(٣)	(٢)	(1)	J .	1, 3
صفر	17	•٧	49	71	٧	قوة اليدين	- 1
7 £	٠٦	YÀ	١٦	٤٦	صفر	مثابرة عضلية يمني	_ Y
77	19	44	19	٣٥	صفر	مثابرة عضلية يسرى	-٣
١٤	٤٤	• •	١٦	١٦	77	تمييز إدراكي	- ٤
45	٧٦	صفر	صفر	۱۹	٣٥	تتبع مميز	_0
19	صفر	17	۲۸	١٦	٤٢	تمييز علامات	٦ - ٦
19	7 £	77	۱۳	• ٧	۱۷	زمن رجع اختياري	_ Y
1.4	١٦	٣٠	٠٥	صفر	٥٦	وضع علامات	!
19	صفر	٤٨	صفر	77	47	نقر متسع	
صفر	19	٤٦	٣٦	19	٣٠	زمن رجع عام	
19	٥٠	• ٧	• ٧	صفر	٥٤	تتبع تصویب (۱)	i
صفر	٠٧	7 £	۱۹	•٧	٤٨	تتبع تصویب (۲)	- 17
٤٧	۱۳	19	صفر	٤٦	11	تصويب	
صفر	صفر	صفر	77	صفر	۱۳۵	ثبات	
٤٤	74	77	٣١	۲۸	١٦	ثبات اليد	- 10
صفر	٠٧	17	17	٠٩	صفر	تأزر يدين	- 17
14	٣٧	19	. ۲۸	<u>.√</u>	صفر	مقياس التقدير	

واتضح من الجدول السابق أن المعايير التي أوردها كاتل عن العوامل المتعامدة تنطبق إلى حد كبير على العوامل المتعامدة السابقة ، ويتم بعد ذلك تفسير العوامل المتعامدة السابقة ، ويعتبر التشبع ٣٠,٠ فما فوق هو الحد الذي لا يؤخذ دونه في الاعتبار عند التفسير. وفيما يلي العوامل الست ومسمياتها بناء على هذا الحد، وترتيب الاختبارات حسب تشبعاتها ترتيباً تنازلياً.

	١ ـ العامل الأول: زمن الرجع
٠,٦٠	١ ـ التمييز الإدراكي
٠,٥٦	۲ ـ وضع علامات
٠,٥٦	٣ ـ نقر متسع
٠,٥٤	٤ ـ تتبع تصویب (۱)
٠, ٥٣	٥ ـ ثبات
٠,٤٨	٦ ـ تتبع تصویت (٢)
٠,٤٢	۷ ـ تمييز علامات
٠,٣٥	٨ ـ تتبع مميز
٠,٣٠	٩ ـ زمن رجع
	٢ ـ العامل الثاني: المثابرة العضلية
٠, ٥٣	١ ـ المثابرة العضلية اليسرى
٠,٤٦	٢ ـ المثابرة العضلية اليمني
٠, ٤٦	٣ ـ تصويب
٠,٣٤	٤ ـ قوة يدين
	٣ ـ العامل الثالث: قوة الأيدي
٠,٣٩	١ ـ قوة يدين

٠,٣٦	۲ ـ ومن رجع
٠,٣١	٣ ـ ثبات يده
• , ۲۷	٤ _ مقياس التقدير
	 ٤ - العامل الرابع: سرعة حركة الأصابع
٠,٤٨	۱ ـ نقر متسع
٠,٤٦	۲ ـ زمن رجع
٠,٣٠	٣ ـ وضع علامات
يط	 هـ العامل الخامس: التآزر الحركي البس
٠,٧٦	۱ ـ تتبع مميز
٠,٥٠	۲ ـ تتبع تصویب (۱)
٠, ٤٤	٣ ـ تمييز إدراكي
٠, ٢٧	٤ ـ مقياس التقدير
	٦ ـ العامل السادس: ثبات الذراع
٠,٤٧	۱ ـ تصویب
٠, ٤٤	۲ ـ ثبات ید
٠.٣٤	۳ ـ تتبع ممين

التفسير النفسي للعوامل المتعامدة

يجمع الكثيرون ممن استخدموا التحليل العاملي على أن العوامل التي تنشأ في تجربة من التجارب تكون متعلقة بالاختلافات الواضحة في التعليم والخبرة والوضع الثقافي لعينة التجربة، ليس ذلك فقط بل ذهب تُرستون إلى أن الأعمار المختلفة ـ لأفراد العينة تظهر تشبعات عاملية مختلفة على نفس الاختبارات، كذلك ذهب وودرو إلى أن التدريب يلعب نفس الدور.

ويذهب جلفورد إلى أن العوامل تعتمد على الظروف المحيطة بمصدر البيانات والتي يعتمد عليها التحليل وبعض هذه الظروف يرتبط بطبيعة العينة والبعض الآخر يرتبط بطبيعة الاختبارات ومحتوياتها كمستوى صعوبة الاختبار والذي عادة ما يكون نسبياً بالنسبة للعينة المختبرة، كذلك زمن الاختبار. وعلى هذا وقبل أن نستطرد في مناقشة العوامل المركزية التي استخلصناها وتفسيرها لا بد أن نناقش ذلك في ضوء مواصفات عينة التجربة التي نحن بصددها على اعتبار أن العوامل التي استخلصناها في تجربتنا تعتبر نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي تؤثر في نهاية الأمر. وسنتكلم فيما يلي عن بعض هذه المحددات التي تؤثر في العوامل.

١ - الطبقة:

وأول هذه النواحي الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث، وقد وجه سبيرمان (١٩٢٧) الأنظار إلى الفروق الجماعية في النماذج العاملية بقوله «ثمة أمر هام على تشبع القدرة بالعامل يبدو أنه الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث. قد وجد مصطفى سويف فروقاً جوهرية في مستوى الاستجابة بين المصريين والإنجليز كما أمكنه في تلك الدراسة من استخلاص عامل ثالث جديد، ويتبين لنا ذلك في مثالنا السابق، الأمر الذي لا يمكن إهماله.

٢ - العمر:

وثاني هذه النواحي العمر إذ تشير البحوث إلى أن القدرات تصبح فعلاً أكثر تخصصاً كلما تقدم الطفل في العمر، فبين أطفال الحضانة تبين أن العامل العام كبير نسبياً والعوامل الطائفية أقل أهمية، وقد تبينت هذه النتائج في تقنين مقياس وكسلر بلفيو (أثر تغير العمر في النمط العاملي بين الكبار)

فقد متوسط معاملات الارتباط في الاختبارات الداخلية في هذا المقياس بانتظام من مجموعة أعمار التسع سنوات إلى مجموعة أعمار 7-7 وهي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الأخرى إلا أنه في مجموعة الأعمار 7-2 ارتفع متوسط معاملات الارتباط إلى 7-7 وفي مجموعة 7-7 ومي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الأخرى . إلا أنه في مجموعة الأعمار 7-7 وهي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الأخرى . إلا أنه في مجموعة الأعمار 7-7 وم ارتفع ثانياً إلى 7-7 وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة الأساسي وفي بحثنا نجد أن الأعمار تتراوح بين 7-7 عاماً بمتوسط عمر 7-7 وبهذا نستطيع أن نرى أن متوسط معاملات الارتباط الذي وصل إلى 7-7 ينبثق تماماً عن الخصوصية التي يتم الأداء في هذه السنة .

٣ ـ التعليم:

يلعب مستوى التعليم دوراً لا بأس به في التركيب العاملي، فقد كتب طومسون عند مناقشته للتطورات الأخيرة في نظريته الخاصة بالعينات ما يأتي «. . . يمكن ملاحظة قبل عام في التقارير التجريبية ما يؤيد أن البطاريات لا يتسنى شرحها بعدد قليل من العوامل في الكبار كما هو في الأطفال، وقد يكون ذلك بسبب أن تعليم الكبار ومهنتهم قد فرضوا تركيب معيناً على عقولهم لا يوجد لدى الصغار وبعض هذا التركيب فطري دون شك إلا أن أكثره يحتمل أن يكون راجعاً إلى البيئة والتعليم والحياة». وفي بيانات وكسلر بلفيو كانت التغيرات في أنماط العوامل بين الأشخاص الأكبر سناً موازية تماماً للفروق التعليمية بمجموعة الأعمار ٢٢ ـ ٢٩ تبدو أكثر تخصصاً في القدرات كما أبدت نفس هذه الملاحظة المجموعة ذات التعليم الثانوي بينما أبدت المجموعة التي تراوحت أعمارها بين ٣٥ ـ ٤٤ والتي تراوح

مستوى تعليمها بين المرحلة السادسة إلى السنة الأولى من التعليم الثانوي تخصصاً أقل في القدرات وأما المجموعة الأكبر سناً والتي أبدت أقل قدر من التخصص فقد تراوح مستوى تعليمها بين المرحلة الخامسة والثامنة إلا أنه في بحثنا من المحتمل إلى حد كبير ألا يتفق مع وجهة النظر السابقة والتي تتلخص في أنه في كل من العمر المتوسط والذي يوازيه في التعليم مرحلة معينة مناسبة تشير الارتباطات بين أداء أفراد المجموعة على اختبارات إلى تخصص أعلى إذ لم يتفق عمر عينة البحث مع مستوى تعليمها كما في بحوث وكسلر إذا لم يصحب عمر أفراد العينة والذي يتراوح بين ١٨ ـ ٣٣ ارتفاع في مستوى التعليم وذلك لأن اختيار العينة تم على أساس طبقي عشوائي أي بالنسبة لفئات وظيفية معينة يعمل أفرادها دون غيرهم في خط الإنتاج بمهنة الدلفنة كما أن المستوى التعليمي تراوح بين القراءة والكتابة والإعدادية العامة والثانوية العامة والصناعية ومساوى التعليم بهذه الصورة يلعب دوراً له وزنه في العوامل المستخلصة.

٤ - الخبرة:

والحقيقة أن الخبرة باعتبارها تمثل المدى الذي وصل إليه الفرد من اكتسابه للمهارات المختلفة ـ تلعب نفس الدور الذي يلعبه كل من التعليم والجرة فقد وجد بين جماعات الرجال الكبار أن معاملات الارتباط بينب كل اختبارين من ثلاثة اختبارات للمهارة اليدوية دائماً أعلى لدى العمال في الأعمال التكرارية الروتينية عنها بين الكتبة أو العمال المهرة . إذ بلغ بين العمال العاديين ٤١ , ٠ وبين الكتبة ٢٦ , ٠ وبين العمال المهرة ٢٥ , ٠ ، وهذا يوضح دور الجرة التي تكتسب أثناء التدريب أو الأداء الواقعي ولقد تراوحت خبرة العينة في تجربتنا بين سنة وسبع سنوات بمتوسط حسابي ٢٥ , ١٦ شهراً وانحراف المعياري يعطينا فكرة عن مدى

التشتت في الخبرة بين أفراد العينة والذي يلعب دوره في التنظيم العاملي للاختبارات.

٥ ـ التدريب:

وجد وودر و Woodrow كما سبق أن بينا تغيرات ملحوظة في تشبعات الاختبارات بالعوامل بعد تدريب طويل. ولم تكن هذه التغيرات ناتجة عن اعتماد الدرجات على السرعة أو على القدرة العامة بعد التدريب كما كان متوقعاً. وقد حدثت تغيرات معينة في التكوين العاملي لأغلب الاختبارات أثناء التدريب دون أي دليل على زيادة دور السرعة أو القدرة العامة أو وجود عامل عام للتعلم و بالنسبة لعينة البحث فقد قصرت معلوماتنا عن أن تتزود بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما هي هذه البرامج التي التحق بها البعض ، والتي تفيدنا إلى حد كبير في تفسير العوامل.

المراجع

أولاً: المراجع العربية

- ١ ـ د. السيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية
 الاجتماعية النهضة العربية ـ ١٩٧٠.
- ٢ ـ د. فؤاد البهي السيد علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٧١.
- ٣ ـ د . فؤاد البهي السيد ـ الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية
 الأخرى ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨ .
- إ ـ فان دالين ـ تأليف ـ محمد نبيل نوفل وسليمان الخضري الشيخ وطلعت منصور غبريال ـ ترجمة ـ سيد أحمد عثمان ـ مراجعة ـ مناهج البحث في التربية وعلم النفس ـ الأنجلو المصرية ـ ١٩٦٩.
- ه ـ محمود السيد أبو النيل ـ دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب ـ رسالة ماجستير غير منشورة مقدمة بكلية الآداب جامعة عين شمس تحت إشراف الأستاذ الدكتور السيد محمد خيري عام 1979.
- ٦ ـ محمود السيد أبو النيل ـ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي ـ كتيب
 التعليمات ـ مطبعة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٥.
- ٧ _ محمود السيد أبو النيل _ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي _ دراسة

محلية للثبات والصدق والفروق بين الجنسين ـ مطبعـة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٦.

٨ - محرم وهبي محمود - النظرية الإحصائية وتطبيقاتها - الجزء الخامس:
 تحليل التباين والتغاير - معهد التخطيط القومي ١٩٧١.

ثانياً: المراجع الأجنبية

- 1. Garrett, E., Henry and Woodworth, R. s., Statistic in Psychology and Education, Vakils Folfer and Simons Private Lto, 1967.
- 2. Anne Anastasia, Psychological Testing, The Macmillan, Comp., New York, 1961.
- 3. Fleishman, E. A., Testing for Psychomotor Abilities by means of Apparatus Tests, Psychological Bulletin, 50, 1953.
- 4. Eysenck, H. J., Handbook of Abnormal Psychology, Basic Books, Inc., N. W., 1960.
- 5. Garett, E., Henry, Great Experiment in Psychology, Appelton, Century Crafts, 1957.
- 6. Guilford, J. P., Personality, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1959.
- 7. Guilford, J. P., Psychometric Methods, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- Nunally, Tests and Measurement, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- 9. Vernon, Philip, E., The Structure of Human Abulities, London, Methuen, 1955.
- 10. Spearman, Human Ability, Wynn Jones, 1948.
- 11. Fruchter, Benjamin, Introduction to Factor Analysis, Van Nostrand Comp., 1964.
- 12. Runyon and Hobor Fundamental of Behavioral SEtatistics, Addison-Wesley Publishing Comp., London, 1973.
- 13. Cassel R., N., and Kahn, T. C., The Group Personality Projective Test (GPPT), Psychological Reports, Monograph Supplement. 1-VB, 1961, p. 23.

فهئرس

0	مقدمة الطبعة الحامسة
١١	مقدمة الطبعة الثانية
	الجزء الأول
	مبادىء الإحصاء
۱٧	أولاً _ جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم
۱۷	م تعريف الإحصاء
۱۸	ـ فوائد الإحصاء
۲.	ـ فوائد الإحصاء: الأمية كمثال
27	ثانياً ـ خطوات البحث الإحصائي
44	١ ـ حجم المشكلة وأهميتها
۲0	٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة
۲٦	٣ ـ وسائل جمع البيانات:
۲٦	أ_استمارة البحث
۲۸	ب ـ الملاحظة
۳۱	جــ الوسائـل الموضوعية
٣١	٤ ـ مصادر جمع البيانات:
۳١	أ ـ المصدر التاريخي

٣١	ً ب ـ المصدر الميداني
٣٢	٥ ـ الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:
	أدقة جمع البيانات
٣٢	ب ـ مراجعة البيانات
	٦ ـ عينة البحث
٣٤.	٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية
٤ ٣	أ ـ تصميم الاستبيان
٣0	ب ـ النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان
	١ ـ السهولة وعدم الغموض
	٢ ـ عدم التحيز
	٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي إلى الإيحاء
٣٧	٤ ـ تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد
**	جــمراجعة الاستبيان قبل التطبيق
٣٨	د ـ تفريغ البيانات
٤١	ثالثاً ـ القيم وأنواعها
٤٢	١ ـ القيم المتصلة
٤٢	٢ ـ القيم المنفصلة
٤٤	التوزيع التكراري
٤٤	١ ـ توزيع القيم توزيعاً تكرارياً
٤٤	٢ ـ الجدول التكراري
٥.	٣ ـ التكرار النسبي
٥١	٤ ـ التكرار المئوي
٥٣	التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل
٥٣	١ ـ التكرار المتجمع الصاعد (النسبي والمئوي)

٥٧.	٢ ـ التكرار المتجمع النازل (النسبي والمئوي)
	رابعاً ـ توضيح المعلومات بالرسم
٦٠.	محاور تمثيل المعلومات بالرسم
٦٠.	طرق توضيح المعلومات بالرسم
٦٢	١ ـ المضلع التكراري
70	أ ـ تعديل المضلع التكراري
77	ب ـ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي
٦٨	حــــاستخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع التكراري
٧٣	ء ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المضلع التكراري
٧٣	١ ـ المقارنة في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات
٧0	٢ ـ المقارنة في حالة تساوي مجموع التكرارات
٧٧	٢ ـ المنحني التكراري
٧٨	أ_تعديل المنحني التكراري
	ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي
۸٠	التكرارات
٨٤	.5 5 6.
L	ء ـ المقارنـة بين توزيعين باستخـدام المنحنـى في حالـة تســاوي
۸٥	التكراراي
٨٦	٣ ـ المدرج التكراري
۸٧	أ ـ تعديل المدرج التكراري
	ب ـ المقارنــة بين توزيعين بالمــدرج في حالــة عدم تســاوي
۹١	التكرارات
	حـ ـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج في حالـة تسـاوي التكرارات
9 4	توضيح

9 4	٤ ـ التكرار المتجمع الصاعد بالرسم
٩ ٤	٥ ـ توضيح التكرار المتجمع النازل بالرسم
90	أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق
٠.	خامساً: مقاييس النزعة المركزية «المتوسطات»
١٠١	١ - المتوسط الحسابي (الوسط الحسابي)
۲ ۰ ۱	أ ـ الطريقة الشائعة
۱۰۳	ب _ طريقة مراكز الفئات
١٠٥	حـ ـ الطريقة المختصرة
	٢ - الوسيط (الأوسط)
۱۰۸	أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام
۱۰۸	١ ـ في حالة الإعداد الفردية
۱۰۹	٢ ـ في حالة الإعداد الزوجية
١١٠	ب ـ حساب الوسيط من الجدول التكراري
۱۱۳	ج _ حساب الوسيط عن طريق الرسم
110	٣ ـ المنوال
110	أ ـ حساب المنوال من الجدول التكراري
117	ب _ حساب المنوال عن طريق الرسم
119	العلاقة بين المتوسطات الثلاثة
۱۲۱	الحصول على قيمة المتوسطات في حالة غياب أحدها
۲۳	تمارين على المتوسطات
1 70	سادساً ـ مقاييس التشتت
170	مقدمة
۱۲٦	١ ـ المدى المطلق
۱۲۷	٢ ـ نصف المدى الربيعي

۱۲۸	استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرفة من التوزيع
۱۳۰	٣ ـ الانحراف عن المتوسط
	أ ـ حساب الانحراف عن المترسط من القيم الخام
	ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجذول التكراري
	٤ - الانحراف المعياري
	أ ـ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام
	ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري
	تمارين على مقاييس التشتت
۱۳۸	سابعاً _ المعايير
١٤٠	تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية
	٢ ـ الدرجة التائية
	٣ ـ المئين
	، ـ محدل تمارين
141	عەر يى
	الجزء الثاني
	الإحصاء التطبيقي
١٤٧	•
1 2 4	أولاً ـ معاملات الارتباط
١٥٠	١ _ معامل ارتباط الرتب
	أ ـ خطوات حساب معامل ارتباط الرتب
	ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين
	جـ ـ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة انقسام المتغيرين انقساماً
100	فرعياً في المتغيرين
-	٣ سي ١٠٠٠ ير ين

100	تمارين
109	حدود معامل الارتباط
109	أ ـ من خلال النظر للرتب
171	ب ـ من خلال جدول الانتشار
	تمارين
179	۲ ـ معاملات ارتباط بیرسون
۱۷۰	أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات
۲۷۱	ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام
179	حــــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار
۱۸۳	تمارين
۱۸۸	٣ ـ معامل التوافق٣
۱۹.	٤ ـ معامل ارتباط فاي
197	٥ ـ معامل الارتباط الثنائي
197	جدول ارتفاعات (ص) ومساحات المنحني الاعتدالي
۱۹۸	حساب دلالة معامل الارتباط
۲۰۰	جداول دلالة معامل الارتباط
7 • ٢	تعليق على معاملات الارتباط
7.7	تمارين
717	ثانياً _ الدلالة الإحصائية
717	أولاً _ الخطأ المعياري للعينة
* 1 V	الخطأ المعياري
* 1 Y	١ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي
۲1 ۸	٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري
719	٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط

44.	٤ ـ الخطأ المعياري للنسبة والنسبة المئوية
177	ه ـ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط
***	ثانياً _ مقاييس الدلالة الإحصائية
277	١ ـ مقياس مربع كاي (كا٢)
277	أ ـ حساب دلالة قيمة كالسلسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
277	ب ـ استخدام كأ في حساب مدى انطباق التوزيع
	جـ ـ دلالة كأ عند حساب مدى انطباق التوزيع
	ء ـ حساب قيمة كأ من الجدول المزدوج
۲۳.	هـ ـ حساب معامل التوافق من كالسيسيسيسيسيسيسيسيسي
741	٢ _ اختبار «ت»
777	أ ـ قانون اختبار «ت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
	ب ـ قانون اختبار «ت» في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
777	جـ ـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفا)
777	أمثلة
777	١ ـ حساب احتبار «ت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
747	أولاً _ من القيم الخام
740	ثانياً ـ من الجدول التكراري
	٢ _ حساب اختبار «ت» في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
	أولاً _ من القيم الخام
	ثانياً ـ من الجدول التكراري
۲٤٠	عارين
137	٣ ـ درجة الحرية
7 £ 1	٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب ثنائي الذنب)
727.	" - حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي - بعدي

720	٤ ـ دلالة الفرق بين معاملات الارتباط
Y0.	٥ ـ دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية
701	أولاً ـ في حالة العينات الكبيرة
404	ثانياً ـ في حالة العينات الصغيرة
	الجزء الثالث
	الإحصاء المتقدم
Y0V	مقدمة
70X	أولاً _ معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث
70	١ ـ العلاقة المستقيمة والمنحنية
Y01	أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية
409	أ ـ بالرسم البياني
۲٦٠	ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين من، ص
774	حــــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص
777	
۲۷.	٣ _ معامل الارتباط الجزئي
	العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل
7 / 0	العاملي
777	٤ ـ معامل الارتباط المتعدد
	أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٥,٠ فما
3 1.7	فوق
	ثانياً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقــل من
7	· , Yo
440	ه ـ الانحدار والتنبؤ

	مقدمة
۲۸٦	فائدة الانحدار
۲۸٦	خطوات حساب الانحدار
	ثانياً ـ تحليل التباين
491	أولاً ـ تحليل التباين البسيط
290	استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة
797	ثانياً ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (البارامتري)
447	١ ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (قيمة واحدة)
۲۰۳	٢ ـ تحليل التباين ذو اتجاهين (عدة قيم)
۲۱۲	ثالثاً ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (البارامتري)
۲۱۲	١ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (قيمة واحدة)
۲۲۳	٢ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (أكثر من قيمة)
	•
۲۲۲	رابعاً _ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
	رابعا ـ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
٣٤٦	
*	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
*	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
727 727 727	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
T	ثالثاً ـ المقاییس اللابارامتریة مقدمة ١ ـ اختبار الوسیط ٢ ـ اختبار مجموع الرتب
T	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية مقدمة ١ ـ اختبار الوسيط ٢ ـ اختبار مجموع الرتب جداول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب
T	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية مقدمة مقدمة ١ ـ اختبار الوسيط ٢ ـ اختبار مجموع الرتب جداول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب رابعاً ـ حساب دلالة النسبة المئوية
T	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية مقدمة مقدمة ١ ـ اختبار الوسيط ٢ ـ اختبار مجموع الرتب جداول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب رابعاً ـ حساب دلالة النسبة المئوية أولاً ـ الدلالة للنسبة المئوية غير المرتبطة
T	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية مقدمة ١ ـ اختبار الوسيط ٢ ـ اختبار مجموع الرتب جداول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب رابعاً ـ حساب دلالة النسبة المئوية أولاً _ الدلالة للنسبة المئوية غير المرتبطة ١ ـ الطريقة الأولى

۲۲٦	خامساً ـ التحليل العاملي
۲۲٦	مقدمة
۳٦٧	هدف التحليل العاملي
٣٧٠	نظرية العاملين في التحليل العاملي
477	طرق التحليل العاملي
۲۷۲	٦ ـ طريقة الجمع البسيط
" ለፕ	٢ ـ الطريقة المركزية
٤٠٧	تدوير المحاور
٤١٤	التفسير النفسي للعوامل المتعامدة
٤١٩	سادساً ـ مراجع الكتاب
173	سابعاً _ فهرس الكتاب

